



HAL
open science

Fluctuations internationales et conjoncture économique tunisienne

Houyem Sabta

► **To cite this version:**

Houyem Sabta. Fluctuations internationales et conjoncture économique tunisienne. Economies et finances. Université de Toulon; Université de Tunis El Manar, 2015. Français. NNT : 2015TOUL2003 . tel-01315562

HAL Id: tel-01315562

<https://theses.hal.science/tel-01315562>

Submitted on 13 May 2016

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université de Toulon
Faculté de Sciences Économiques et de Gestion
Laboratoire d'Économie Appliquée au Développement (LEAD)

Université de Tunis El Manar
Faculté de Sciences Économiques et de Gestion
Prospective Stratégies et développement durable (PS2D)

Thèse en cotutelle en vue de l'obtention du grade de
Docteur en Sciences Économiques

Fluctuations internationales et conjoncture économique tunisienne

Présentée par
Houyem SABTA

Jury

Jean-Pierre ALLEGRET	Professeur, Université Paris Ouest Nanterre La Défense	Rapporteur
Ghazi BOULILA	Professeur, ESSEC Tunis	Co-directeur
Maurice CATIN	Professeur, Université de Toulon	Co-directeur
Sofiane GHALI	Professeur, ESSEC Tunis	Rapporteur

Soutenue publiquement à l'Université de Toulon
7 juillet 2015

Les deux universités n'entendent donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

J'exprime mes profonds remerciements à mon directeur de thèse, le professeur Maurice CATTIN pour l'aide compétente qu'il m'a apportée, pour sa patience et son encouragement à finir un travail commencé il y a longtemps. Son œil critique m'a été très précieux pour structurer le travail et pour améliorer la qualité des différentes sections. Son encadrement est un honneur pour moi.

J'exprime mes profonds remerciements à mon Co- directeur le professeur Ghazi BOULILA. Sa disponibilité et ses généreux secours au cours de certains de mes moments difficiles ont été d'une très grande qualité, et d'un immense réconfort.

Mes remerciements vont également à Monsieur Christophe Van Huffel pour m'avoir énormément aidé à améliorer la présentation de cette thèse.

Je voudrais remercier toutes les personnes qui ont rendu ce travail possible.

À ma famille

Sommaire

Introduction générale	8
CHAPITRE I : Évaluation du cycle économique tunisien et comparaison avec la conjoncture mondiale	12
Section I : Mesures et définitions des cycles économiques : revue méthodologique.....	12
Section II : Caractéristiques des fluctuations annuelles du PIB tunisien de 1961 à 2010.....	24
Section III: Datations trimestrielles des cycles économiques tunisiens depuis l'entrée en vigueur de l'accord de libre échange avec l'UE en 1995	33
Chapitre II : Propriétés au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec la conjoncture mondiale : faits stylisés.....	45
Section I : La structure industrielle de l'économie tunisienne en comparaison avec celles des pays développés.....	45
Section II : La nature des sources des chocs internes.....	51
Section III : Synchronisation ou désynchronisation du cycle économique tunisien avec la conjoncture mondiale	62
CHAPITRE III : Une évaluation des chocs externes et internes sur le cycle économique tunisien : application de la nouvelle synthèse néoclassique	83
Section I : La Nouvelle Synthèse Néoclassique : une synthèse des théories des cycles	83
Section II : Validation économétrique de la Nouvelle Synthèse Néoclassique sur l'économie tunisienne : Modèle VAR structurel.....	94
Section III: L'impact des cycles économiques mondiaux sur la conjoncture tunisienne : application de l'approche de Stock-Watson	112
Conclusion générale	122

Introduction générale

L'étude des cycles économiques a particulièrement émergé avec la Grande dépression de 1929, avec la théorie des crédits initiée par Von Mises (1933) et Hayek (1933, 1935). Après la deuxième Guerre mondiale, la théorie keynésienne attribue la cause des fluctuations économiques à une source endogène, les agrégats de demande. Puis des travaux ont mis l'accent sur le rôle de la monnaie comme un des principaux déterminants du cycle économique. Selon cette théorie, le rôle attribué à la politique monétaire est de maintenir le taux d'intérêt faible pour stimuler l'investissement, la consommation et ne pas alourdir les dépenses publiques.

Toutefois, Milton Friedman, chef de file du monétarisme, considère que la théorie keynésienne a échoué à limiter l'effet néfaste de l'inflation durant les années 1970 dans plusieurs pays. De ce fait, le ciblage de l'inflation par une politique monétaire restrictive est revenu à l'ordre du jour. La théorie monétaire des cycles s'inscrit dans le cadre de l'approche impulsion-propagation qui voit la cause des cycles dans des chocs extérieurs. Ce courant d'analyse a été impulsé par les travaux de Frisch (1933) et Slutsky (1937) et repris par Friedman, dans le cadre de la théorie quantitative de la monnaie.

Selon Friedman, l'offre de monnaie est exogène car elle dépend des décisions prises par les banques centrales, qui sont à la base de la variation du niveau général des prix et des fluctuations économiques. Friedman et Schwartz (1975) testent les liens entre cycles économiques et variations de la masse monétaire entre 1870 et 1960 aux Etats-Unis. Les auteurs constatent qu'à chaque cycle, les creux ou les pics de l'activité économique sont précédés par des creux ou des pics de l'offre de la monnaie. Ainsi pour la crise de 1929, la variation de la masse monétaire serait une des causes de la Grande dépression, puisqu'il y a eu une baisse d'un tiers du stock de monnaie habituel sous l'effet des décisions de la Réserve fédérale.

L'explication monétariste des causes des cycles économiques a été fortement soutenue et confirmée par les travaux empiriques de l'école de Saint-Louis avec les deux articles fondateurs d'Andersen et Jordon (1968) et d'Andersen et Carlson (1970).

A partir des années 1980, un nouveau courant dans le cadre de l'approche impulsion-propagation s'est développé : la théorie des cycles réels (Kydland et Prescott, 1998; Long Jr et Plosser, 1983; Prescott, 1986; Plosser, 1989; King et Plosser, 1984; Backus et Kehoe, 1992; Backus, Kehoe et Kydland, 1992). A l'opposé de la théorie quantitative de la monnaie et de la

théorie keynésienne, le modèle des cycles réels attribue la cause des fluctuations économiques aux chocs d'offre. Le point de départ de cette théorie se trouve dans les modèles dynamiques d'équilibre simulables préconisés par Lucas (1977). Cette approche s'est renforcée par la suite avec la Nouvelle Synthèse Néoclassique (NSN) ou la théorie néo keynésienne fondée par Goodfriend et King (1997). La Nouvelle Synthèse Néoclassique a critiqué la théorie des cycles réels du fait de son rejet du rôle des politiques monétaires ou budgétaires dans les simulations du modèle. En effet, la NSN constitue une combinaison entre la théorie quantitative de la monnaie, la théorie keynésienne, la théorie des cycles réels. Elle met l'accent sur le rôle de la politique monétaire, budgétaire et les chocs d'offre dans l'étude des cycles économiques.

Dans le cadre des études empiriques, les travaux ont été réalisés en particulier pour les pays G7, mais aussi entre les pays développés et les pays en développement (David Backus, Kehoe, et Kydland (1993), ; D. K. Backus et Kehoe (1992); Kouparitsas (2001); M. Ayhan Kose, Otrok, et Whiteman (2003); et Crucini, Kose, et Otrok (2011) etc.)

Kouparitsas (2001) étudie la transmission des fluctuations entre les pays du nord vers les pays sud. L'étude trouve que le cycle économique international s'étend vers le Sud en montrant qu'il existe une forte corrélation positive entre les taux de croissance du PIB de nord et le sud.

Ambler, Cardia, et Zimmermann (2002) ont construit un modèle multi-pays de cycle économique avec des secteurs multiples afin d'analyser le rôle des chocs sectoriels dans la transmission internationale du cycle économique. Il en résulte qu'un modèle avec des secteurs multiples génère une corrélation inter-pays de l'output plus élevée que les modèles standards à un secteur et une corrélation inter-pays de la consommation plus faible.

M. Ayhan Kose, Otrok, et Prasad (2008) ont recouru au modèle à facteur dynamique classant les facteurs affectant les cycles économiques nationaux en trois catégories : le facteur commun mondial, les facteurs propres à un groupe de pays (facteur commun pour trois groupe de pays: industrialisés, émergents, et en développement) et les facteurs propres à un seul pays (facteur spécifique) pendant une période allant de 1960 à 2005. Les auteurs ont trouvé que l'influence relative du facteur commun mondial sur les fluctuations économique a baissé, dans les pays industrialisés comme dans les pays émergents. En outre, ils ont abouti à une convergence des cycles parmi les pays industrialisés et parmi les pays émergents, mais aussi, en même temps, une divergence, ou un découplage, des cycles économiques entre ces

deux groupes de pays. Ils concluent que : "*les cycles sont synchrones au niveau des groupes de pays spécifiques et non plus au niveau mondial*".

D'autre part, plusieurs travaux se sont focalisés sur les différents mécanismes par lesquels les fluctuations peuvent se transmettre d'un pays à un autre. Les transmissions internationales de conjoncture passent en particulier par les échanges commerciaux (Frankel et Rose, 1998; Baxter et Kouparitsas, 2005; etc.). D'autres canaux de transmission peuvent être considérés, liés à des variables monétaires ou financières (intégration financière, similarité des politiques monétaire et budgétaire...). L'analyse de la nature des chocs et de leurs canaux de transmission a fait l'objet d'une importante littérature appliquée à différents pays.

Sous l'effet de ce débat animé au niveau de la littérature et du fait que la Tunisie a été rarement l'objet d'analyses économiques de ce type (Fathi, 2007; Fathi, 2009; Baccouche, Bouazizet et Goaid, 1997), à cause notamment de sa petite taille sur la scène internationale et de l'indisponibilité des données, cette présente thèse se concentre en particulier sur la conjoncture de l'économie tunisienne. L'objectif est de répondre à la problématique suivante : quelles sont les caractéristiques internes du cycle économique tunisien ? Forme-t-il un cycle commun avec les fluctuations économiques des pays développés ? Quels sont les mécanismes de transmission des fluctuations internationales sur l'économie tunisienne ?

Selon Harvey (1981), l'étude des séries temporelles doit porter sur l'analyse statistique des faits stylisés et la modélisation. En suivant cette problématique, les deux premiers chapitres de la thèse tentent de dégager les faits stylisés et le dernier chapitre tente de vérifier ces faits à l'aide de modèles économétriques.

Le premier chapitre cherche à retracer les cycles économiques tunisien comparés aux cycles économiques mondiaux, représentés par quatre pays : la France, l'Italie, l'Allemagne (qui sont les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie) et les Etats-Unis (du fait de leur poids dans l'économie mondiale). La première section donne une revue des différentes mesures et définitions du cycle économique dans la littérature. La deuxième section essaye de caractériser l'évolution des taux de croissance tunisiens depuis l'indépendance jusqu'en 2010, début de la révolution sur des séries annuelles du PIB. En parallèle, on compare ces fluctuations des taux de croissance à celles des pays développés de l'échantillon (PDE). La troisième section a pour but de détecter les points de retournement et l'amplitude des cycles en Tunisie par rapport à ceux des pays développés retenus sur une période trimestrielle allant de 2000T1 à 2012T1 dont les statistiques sont disponibles. En adoptant l'approche de « décomposition

tendance-cycle » avec le filtre H-P de Hodrick et Prescott (1997), nous procédons au filtrage des séries statistiques afin d'extraire la composante cyclique et à identifier, par la suite, les points de retournement du cycle économique avec la méthode BBQ développée par Harding et Pagan (2002) et Harding et Pagan (2006).

Le deuxième chapitre s'inscrit dans le cadre des faits stylisés, il étudie les propriétés macro-économiques, sur un plan global et sectoriel, du cycle économique tunisien et son degré de synchronisation avec la conjoncture mondiale. Il comprend trois sections. La première section présente la structure industrielle de l'économie tunisienne en comparaison avec celles des PDE. Cette section cherche à donner les grandes caractéristiques structurelles du PIB et des échanges commerciaux en Tunisie et dans les PDE. La deuxième section présente les propriétés cycliques des variables internes (globale et sectorielle) de l'économie tunisienne durant les années 2000. Elle consiste principalement, à identifier la nature des chocs internes et détecter les variables stabilisatrices (contra cycliques) et amplificatrices (pro cycliques). Pour ce faire, nous adoptons la méthode des moments (écart type, corrélation croisée et corrélation temporelle). La troisième section s'intéresse à l'étude du comportement cyclique de certaines variables macroéconomiques des PDE vis-à-vis du cycle économique tunisien, afin d'évaluer leur degré de synchronisation et de déterminer les facteurs à l'origine de cette synchronisation.

Afin de valider économétriquement les résultats des faits stylisés du premier et deuxième chapitre, le troisième chapitre tente de savoir à quel degré la nouvelle synthèse néoclassique peut être appliquée sur l'économie tunisienne. Il est organisé en trois sections. La première section souligne les différents courants de la nouvelle synthèse néoclassique, en exposant une revue de l'apport de la synthèse néoclassique, l'apport de la théorie des cycles réels et l'apport des monétaristes dans la nouvelle synthèse néoclassique. La deuxième section consiste en une validation économétrique des résultats des faits stylisés du deuxième chapitre en adoptant un modèle VAR structurel. La troisième et dernière section étudie le degré de la synchronisation du cycle économique tunisien avec la conjoncture mondiale en adoptant le modèle dynamique à facteur inobservable de Stock et Watson.

CHAPITRE I : Évaluation du cycle économique tunisien et comparaison avec la conjoncture mondiale

La première section donne une revue des différentes mesures et définitions du cycle économique dans la littérature. La deuxième section essaye de caractériser l'évolution du taux de croissance tunisien depuis l'indépendance jusqu'à 2010. Nous cherchons à retracer les cycles économiques en Tunisie comparés aux cycles économiques mondiaux, représentés par quatre pays : la France, l'Italie, l'Allemagne (qui sont les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie) et les États-Unis (du fait de leur poids dans l'économie mondiale). Le but est de détecter les points de retournements et l'amplitude des cycles tunisiens par rapport à ceux des pays développés considérés.

Section I : mesures et définitions des cycles économiques : revue méthodologique

Les études conjoncturelles se réfèrent à deux types de définition pour l'identification de la composante cyclique d'une variable macroéconomique. La première est basée sur la définition du cycle d'activité, ou cycle des affaires de Burns et Mitchell (1946). Ce type de cycle, qualifié de « cycle classique » a été adopté aussi par Harding et Pagan (2002, 2006).

Cette approche a cependant été critiquée par les études portant sur les cycles réels (Kydland et Prescott, 1982; Long Jr et Plosser, 1983; David K. Backus, Kehoe et Kydland, 1992, etc.) et les travaux de la Nouvelle Synthèse Néoclassique (Goodfriend et King, 1997). Ces derniers travaux se réfèrent plutôt à la définition de Lucas (1977) qui considère le cycle économique comme « le mouvement du PIB par rapport à sa tendance », et nommé « les cycles de croissance ».

I-1 Cycles classiques

L'approche des cycles classiques se réfère à la définition traditionnelle des cycles économiques de Burns et Mitchell (1946) qui a présenté la nature des phénomènes cycliques comme suit :

" Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general

recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.”

On peut considérer dans les travaux qui relèvent des cycles classiques l'approche impulsion-propagation à l'origine, puis son développement au sein de la théorie quantitative de la monnaie et les études empiriques issues de cette approche.

I-1-1- La genèse de l'approche impulsion- propagation

Les deux articles de Frisch (1933) et Slutsky (1937) constituent les articles fondateurs de l'approche impulsion-propagation. Leur thèse est inspirée de la citation de Knut Wicksell (1924) : « Si vous frappez un cheval à bascule avec un bâton, le mouvement du cheval sera très différent de celui du bâton » (la frappe par le bâton peut être interprétée comme le choc initial qui affecte l'économie. Le mouvement du cheval représente la réponse du système économique).

Le statisticien et économiste russe Eugen Slutsky a été le pionnier en montrant que les perturbations aléatoires sont à la base des cycles économiques.

En présentant le travail de Slutsky, Peaucelle (1992) a affirmé que ce dernier partait du principe que la vie économique et sociale se déroule dans le temps par alternance de phase de croissance et de décroissance en forme de vague. Ces vagues ne se répètent pas de manière semblable, elles diffèrent par leur longueur et leur amplitude. La régularité n'existe que dans la multiplicité des oscillations. De ce fait, Slutsky (1937) rejette la définition qui présente le cycle économique comme des mouvements de périodes et d'amplitudes constantes. Ils les présentent plutôt « *comme les vagues qui se suivent les unes les autres à la surface de la mer sans se répéter parfaitement. Les cycles économiques ne se répètent jamais exactement ni en durée ni en amplitude* ».

Le travail de Slutsky (1937) a été fondamental pour le développement des modèles macro-économiques. Dès le départ il se référait aux oscillations. Il consiste en une description dynamique de groupes d'oscillations sinusoïdales régulières. Les démonstrations mathématiques et les simulations de Slutsky montrent que la source des vagues sinusoïdales peut être due à des « causes » qui sont purement des chocs aléatoires. Ces vagues sinusoïdales ont une périodicité relativement stricte. Slutsky montre aussi qu'à partir d'un certain nombre de pé-

riodes le régime change, le passage vers le régime suivant pouvant se dérouler soit graduellement soit brutalement aux alentours de points critiques bien particuliers.

Slutzky a utilisé des exemples de systèmes mécaniques, comme un pendule, dont le mouvement est sous l'influence des chocs aléatoires (par exemple une frappe de marteau) pour illustrer les mouvements de cycles économiques. Frappant avec un marteau un pendule dont le mouvement est freiné par le frottement. Si les coups de marteau varient de façon aléatoire en force, le pendule se balance de manière irrégulière. Une unité de temps du déplacement du pendule de sa position verticale de repos indique une ligne ondulée irrégulière. Mathématiquement, le déplacement du pendule à un moment donné est une moyenne pondérée d'une somme de nombres aléatoires. Les nombres aléatoires représentent la force de chaque coup de marteau. Toutefois, Slutzky (1937) n'a pas donné de raisons fondées sur une théorie économique pour lesquelles des variables macro-économiques pourraient se déplacer du fait de l'ensemble des chocs aléatoires.

Dans un article publié en 1933, l'économiste norvégien Ragnar Frisch (premier prix Nobel en 1969) a développé la théorie des cycles économiques en cherchant une explication des cycles dans les effets cumulatifs des différents chocs aléatoires qui frappent le système économique. Frisch (1933) a décrit un modèle macroéconomique dans lequel l'évolution de la production, l'investissement et la consommation ressemblent au mouvement d'un pendule oscillant. Le modèle de Frisch suppose que si certains événements transitoires aléatoires élèvent la production au-dessus du niveau normal de l'économie, toutes les variables macro-économiques (production, investissement et consommation) reviennent à la normale dans un mode cyclique. En d'autres termes, les premiers effets du choc mènent l'activité économique au-dessus des niveaux d'équilibre (analogues à des déplacements du pendule vers la droite) suivis par des niveaux inférieurs aux niveaux normaux de l'activité économique (analogues à des déplacements vers la gauche). Ces fluctuations de l'activité économique vont diminuer progressivement pour revenir aux niveaux initiaux en cas d'absence de chocs aléatoires.

Frisch distingue entre les oscillations libres et les oscillations forcées. Une oscillation forcée est une oscillation dont l'origine est exogène. Tandis que la source de l'oscillation libre est déterminée par les caractéristiques intrinsèques du système économique.

L'explication de Frisch des cycles économique, affirme Kieffer-Dupont (2001) réside essentiellement sur un couple de concepts, à savoir sur la distinction entre les phénomènes de propagation et ceux d'impulsion. Les chocs entretiennent l'amplitude des cycles alors que la

propagation de ces chocs à l'intérieur de la structure du système assure la régularité des mouvements cycliques. La distinction entre les phénomènes d'impulsion et de propagation constitue la contribution théorique majeure du modèle macroéconomique dynamique de Frisch (1933) dans le cadre des cycles économiques classiques.

Ainsi, les fondements mathématiques de Slutsky (1937) ont conduit Frisch à mener des recherches sur les instruments statistiques et une réflexion sur la nature du cycle. Le résultat de ces recherches est la formulation en 1933 du modèle « impulsion-propagation » qui indique une théorie du cycle centrée sur la problématique de la stabilité du système économique.

En résumé, la distinction entre les mécanismes d'impulsion et les mécanismes de propagation constitue la principale contribution du modèle de Slutsky-Frisch dans la théorie des cycles économiques. Les mécanismes d'impulsion correspondent au choc initial qui peut déclencher des déviations dans les valeurs des agrégats économiques. Le mécanisme de propagation correspond aux forces de transmission de l'effet du choc dans le temps.

Le développement de l'approche impulsion-propagation est repris dans les années cinquante et soixante par M. Friedman (prix Nobel 1976) dans le cadre de la théorie quantitative de la monnaie. En soutenant la thèse fondamentale de l'approche impulsion-propagation pour l'explication des fluctuations économiques, cette théorie donne une explication monétariste des impulsions.

I-1-2- La théorie quantitative de la monnaie : une continuité de l'approche impulsion- propagation

En adoptant les cycles classiques dans la mesure des cycles économiques, la théorie quantitative de la monnaie ou la théorie monétariste est basé sur trois axes d'études. Premièrement, les impulsions monétaires sont déterminantes à la variation de la production, de l'emploi et des prix. Deuxièmement, l'évolution de la masse monétaire est l'indice le plus représentatif pour mesurer l'impulsion monétaire. Troisièmement, les autorités monétaires peuvent contrôler l'évolution de la masse monétaire au cours des cycles économiques (l'offre de monnaie est exogène).

K. Brunner considère la théorie monétariste comme une « révolution » alors que Milton Friedman (chef de fil du monétarisme) préfère le terme de « contre-révolution » par rapport

aux théories keynésiennes. Ce courant met l'accent sur le rôle de la monnaie en tant que facteur explicatif des théories économiques.

Friedman et Schwartz (1963) s'appuient à la base sur quelques faits illustrant les comportements cycliques de la monnaie. Les auteurs mettent en relation le produit national net et le stock de monnaie¹ pour les années allant de 1867 à 1961 aux États-Unis. Les auteurs ont calculé le logarithme de la différence première (cycles classiques) pour les deux séries. Ensuite, ils ont calculé le mouvement de l'écart type de ce taux de changement (le mouvement de l'écart type mesure la variabilité du taux de changement ou degré d'instabilité pour chaque série). Il apparaît clairement une relation étroite entre la variation de la monnaie et le produit national net.

Dans un autre article publié en 1968 et consacré au rôle de la politique monétaire, Milton Friedman considère que le développement de la monnaie est le facteur essentiel de la croissance de la production et du niveau de vie aux États-Unis au cours du 19^{ème} et 20^{ème} siècles. Friedman affirme aussi que les années soixante aux États-Unis auraient été plus stables si la Réserve Fédérale avait évité les changements dans sa politique monétaire. La politique monétaire doit assurer un climat de stabilité. Il suggère également une flexibilité limitée des prix et des salaires, seulement liée aux changements dans les préférences et la technologie.

L'explication monétariste des cycles économiques a été fortement soutenue par les travaux empiriques de l'école de Saint Louis avec les deux articles fondateurs, ceux d'Andersen et Carlson (1970) et d'Andersen et Jordon (1968).

I-1-3- Les travaux empiriques sur les cycles classiques

Au début des années quatre-vingt, et plus précisément avec l'essor des études empiriques des modèles des cycles réels et suite à l'article de Lucas (1977) qui définit le cycle économique comme l'écart de la série observée par rapport à sa tendance, les travaux empiriques sur les cycles classiques ont pratiquement disparus. Les cycles classiques se heurtent notamment à la difficulté de détecter les points de retournement (pics et creux). Harding et Pagan (2006) considèrent la première formulation des cycles de croissance (déviation de la série

¹ Le stock de monnaie est défini par la monnaie plus les dépôts à vue (M_1).

observée par rapport à sa tendance) dans l'étude de Mintz (1972) qui évoque le problème de la détection des pics et des creux dans les cycles.

Toutefois, certains travaux empiriques plus récents (NBER¹) ont travaillé sur les cycles classiques (présentés soit par le niveau de la série sans aucun ajustement, soit par la différence première) afin de les mettre en comparaison avec les résultats des cycles de croissance.

Zarnowitz et Ozyildirim (2006) soulignent à l'instar de l'approche du cycle classique que les phases d'expansion ou de récession peuvent être analysées sans référence à la tendance.

Selon l'approche classique, il est difficile d'estimer et d'extraire les tendances des agrégats économiques, et les estimations de tendances défectueuses peuvent provoquer des erreurs importantes. Ensuite et principalement parce que les tendances et les cycles s'influencent mutuellement, le cycle et sa tendance sont interactifs et leur séparation est hypothétique. Il convient donc de travailler avec des tendances non linéaires pour diminuer au moins l'interaction entre cycle et tendance.

De même, l'approche traditionnelle du NBER ou l'approche du cycle classique ont été adoptées aussi par les travaux de Harding et Pagan en mesurant le cycle économique par la différence première de la série étudiée².

Ernst Arthur Boehm (1998) définit le cycle classique comme des phases récurrentes d'expansion et de récession en niveau absolu de l'activité économique agrégée. L'étude insiste sur le fait que durant la période de 106 mois allant du février 1961 à décembre 1969, les États-Unis n'ont enregistré aucune phase de contraction classique, d'où l'absence de ce point de vue de cycles économiques.

Boehm (1998) et Boehm et Summers (1999) considèrent que l'accent mis dans un certain nombre d'études théoriques et empiriques récentes sur les cycles de croissance au lieu des cycles classiques est lié au manque d'attention attribué à la datation des points de retournement et de l'intérêt pour les méthodes des moments.

¹ National Bureau of Economic Research (www.nber.org).

² Harding et Pagan (2006) soulignent aussi que certaines études considèrent la différence première comme une décomposition de la série.

Finalement, l'approche classique des cycles pose, selon Stock et Watson (1999) et Harding et Pagan (2002), deux questions : comment identifier les cycles économiques et comment évaluer les co-mouvements¹ des série spécifiques avec l'activité économique globale ? Pour y répondre, le travail passe par deux étapes. D'abord la localisation des pics et des creux des cycles pour chaque série étudiée avec l'algorithme de Bry et Boschan (1971). Ensuite, la détermination des points de retournements communs en comparant les différents pics et creux des séries retenues.

I-2 Cycles de croissance

L'approche des cycles de croissance consiste à décomposer la série étudiée en une composante tendancielle et une composante cyclique pour refléter les fluctuations conjoncturelles d'une économie. Cette évaluation des cycle connaît un grand essor au début des années 1980 avec les travaux des cycles réels, notamment Kydland et Prescott (1982 ; 1998) qui se sont basés sur la définition du cycle économique présentée par Lucas (1977) qui envisagent le cycle économique comme le mouvement du PIB par rapport à sa tendance. Il y a de nombreuses techniques de décomposition « tendance- cycle ». Les méthodes de lissage par les filtres notamment ceux de Hodrick et Prescott (1997) (H-P), les filtres passe bande présentés par Baxter et King (1999) et ensuite développés par Christiano et Fitzgerald (1999) sont les techniques les plus adoptées. Contrairement à la décomposition de la tendance linéaire, les filtres considèrent les tendances comme stochastiques.

I-2-1- Filtre passe bande de Baxter et King

Les auteurs se sont particulièrement intéressés à spécifier un filtre linéaire qui élimine les composantes qui se déplacent lentement (tendance) et les composantes ayant des fréquences élevées (les composantes irrégulières) afin de retenir la composante cyclique des séries observées.

Baxter et King (1999) définissent les cycles, en se référant à Burns et Mitchell (1946), en spécifiant a priori sa période. Le filtre passe bande est une moyenne mobile d'ordre infini d'une série observée. Selon Baxter et King (1999) un filtre idéal devrait extraire cet intervalle spécifique entre les deux fréquences et annule les autres, sans modifier ses propriétés.

¹ Pour Cooley et Prescott (1995) l'identification des co-mouvements des séries définit les caractéristiques du cycle économique.

Cette méthode établit une approximation finie du filtre passe-bande infini et suppose donc que l'utilisateur ait choisi a priori un intervalle de fréquences définissant le cycle. Contrairement à la technique de la moyenne mobile linéaire qui dépend uniquement des niveaux le plus élevé et le plus faible, le filtre passe bande mesure le cycle en appliquant la moyenne mobile d'ordre infini pour une période entre 6 et 32 trimestres.

Le cycle est défini ici comme la composante stationnaire d'une série économique dont la période est comprise entre 6 et 32 trimestres. La tendance, qui traduit les évolutions de long terme ou de basse fréquence, admet une période supérieure à 32 trimestres. La partie irrégulière, qui correspond aux évolutions de très court terme ou de haute fréquence, admet une période inférieure à 6 trimestres (Fournier, 2000) .

Le filtre passe bande est conçu pour éliminer les basses et hautes fréquences des données. Baxter et King (1999) ont imposé six suppositions pour trouver le filtre adéquat.

Selon Baxter et King (1999) la construction du filtre passe bande est basée en particulier sur le filtre passe bas. Le filtre passe-bas associé à la fréquence ω_0 est la moyenne mobile infinie d'une série qui conserve les fréquences inférieures ou égales à ω_0 et annule les fréquences supérieures à ω_0 . Le filtre passe-bande associé aux fréquences ω_1 , et ω_2 (avec $\omega_1 < \omega_2$) conserve les fréquences comprises entre ω_1 et ω_2 et annule les fréquences inférieures à ω_1 ou supérieures à ω_2 (Fournier, 2000 ; Guay et St. Amant, 2005; Estrella, 2007).

Le filtre passe bas présenté par Baxter et King (1999) est un filtre qui retient les composantes en mouvement lent (tendance). Un filtre passe bas idéal associé à l'intervalle de fréquence $[-\omega_0 \leq \omega \leq \omega_0]$ s'identifie par une fonction de réponse fréquentielle $\beta(\omega)=1$ pour $|\omega| \leq \omega_0$ et $\beta(\omega)=0$ pour $|\omega| > \omega_0$, avec $\beta(\omega)=\beta(-\omega)$.

Dans le domaine temporel, Le filtre passe bas idéal prend la forme de la moyenne mobile infinie suivant $b(L) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} b_h L^h$

La pondération b_h est trouvée par l'inverse de la fonction de Fourier $b_h = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \beta(\omega) e^{i\omega h} d\omega$ ce qui conduit $b_0 = \frac{\omega_0}{\pi}$ et $b_h = \frac{\sin(h\omega_0)}{h\pi}$ pour $h=1,2,\dots$

Formellement Baxter et King (1999) présentent la série filtrée y_t^* par la moyenne mobile infinie suivante :

$$y_t^* = \sum a_k y_{t-k}$$

Par hypothèse, la moyenne mobile est symétrique, c'est à dire pour tout $k=1, \dots, K$ $a_k = a_{-k}$ et la somme des coefficients a_k égale zéro c'est à dire $\sum_{k=-K}^K a_k = 0$.

Dans le domaine fréquentiel, la transformation de la série y_t en y_t^* est de la forme suivante :

$$y_t^* = \int_{-\pi}^{\pi} \alpha(\omega) \varphi(\omega) d\omega$$

où $\varphi(\omega)$ est la composante périodique aléatoire de la série y_t et $\alpha(\omega) = \sum_{h=-K}^K a_h \exp^{-i\omega h}$ représente la fonction de transfert fréquentielle de la série filtrée y_t^* . Elle représente l'amplitude de la réaction de y_t^* par rapport à la série observée y_t .

La fonction de transfert a la fréquence $\omega = 0$, $\alpha(0) = 0$ si et seulement si $\sum_{k=-K}^K a_k = 0$ $\alpha(0) = 0$.

Baxter et King proposent un filtre passe-bande fini symétrique d'ordre k pour estimer le cycle C_t qui approxime la série y_t^* (le filtre idéal).

L'approximation finie du filtre passe bande est de choisir a_h qui minimise l'intégrale suivante:

$$Q = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} |\delta(\omega)|^2 d\omega$$

avec $\delta(\omega) = \beta(\omega) - \alpha(\omega)$. $\alpha(\omega)$ est la fonction de transfert du filtre passe-bande idéal, et $\beta(\omega)$ est la fonction de transfert du filtre passe bande fini recherché.

L'approximation optimale du filtre pour un nombre de retards, K donné, est réalisée, selon Baxter et King, en retranchant les pondérations du filtre idéal de K termes. Les auteurs montrent que l'approximation optimale du filtre passe bas rend $a_h = b_h$ pour $h=1, 2, \dots, K$ et $a_h = 0$ pour $h \geq K + 1$.

I-2-2- Filtre passe bande de Christiano et Fitzgerald (1999)

À l'instar de Baxter et King (1999), Christiano et Fitzgerald (1999) se sont basés sur l'analyse spectrale pour décomposer en tendance-cycles les séries temporelles. Ils ont développé le filtre passe bande de Baxter et King (1999) pour des séries temporelles d'ordre fini. L'approximation de Baxter et King est optimale par rapport à l'ensemble des fréquences, donc

pour l'ensemble des séries temporelles. Christiano et Fitzgerald (1999) proposent une approximation optimale des séries pour chaque date t .

Le filtre passe bande idéal est un outil de l'analyse spectrale. À travers le filtre passe bande idéal, l'analyse spectrale permet de décomposer les séries temporelles en différentes composantes fréquentielles. Christiano et Fitzgerald (1999) définissent le filtre passe bande idéal comme une transformation linéaire des données. Ce filtre nécessite une certaine approximation. Pour développer l'approximation linéaire optimale, Christiano et Fitzgerald (1999) cherchent une série filtrée y'_t qui s'approche le plus possible du filtre passe bande idéal y_t pour chaque valeur de la série x_t observée. Pour ce faire, il suffit de minimiser l'espérance de l'erreur quadratique suivant :

$$E((y_t - y'_t)^2/x_t), t= 1.....T$$

Les auteurs interprètent donc y'_t comme la projection linéaire de y_t sur chaque élément de l'ensemble de la série x_t , et pour chaque date t il y a une projection différente de l'autre.

L'approximation optimale du filtre de Christiano et Fitzgerald est réalisée sous l'hypothèse que les données x_t sont générées par une marche aléatoire pure qui s'écrit sous la forme $x_t = \sum \varepsilon_t$, ou ε_t est un bruit blanc (Salanié, 1999).

Pour extraire la composante cyclique de x_t qui fluctue entre la période p_b et p_h (si les données sont trimestrielles donc p_b et p_h sont égaux respectivement à 6 et 32 trimestres, pour des données annuelles $p_b = 1.5$ et $p_h = 8$) avec $2 \leq p_b < p_h < \infty$, le filtre y'_t qui s'approche le plus du filtre idéal y_t est calculé comme suit :

$$y'_t = B_0x_t + B_1x_{t+1} + \dots + B_{T-1-t}x_{T-1} + \tilde{B}_{T-t}x_T + B_1x_{t-1} + \dots + B_{t-2}x_2 + \tilde{B}_{t-1}x_1$$

pour $t = 3,4...T-2$

$$\text{avec } B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j}, j \geq 1$$

$$B_0 = \frac{b-a}{\pi}, a = \frac{2\pi}{p_b}, b = \frac{2\pi}{p_h}$$

\tilde{B}_{T-t} et \tilde{B}_{t-1} sont des fonctions linéaires simples des coefficients B_j . \tilde{B}_{T-t} est la somme des coefficients B_j allant de $j=T-t, T-t+1, \dots$. \tilde{B}_{t-1} est la somme de B_j allant de $j= t-1, t, \dots$

$$\text{Du fait que } B_0 + 2 \sum_{i=1}^{\infty} B_i = 0$$

$$\tilde{B}_{T-t} = -\frac{1}{2}B_0 - \sum_{j=1}^{T-t-1} B_j \text{ pour } t=3,4,\dots,T-2$$

$$\text{et } \tilde{B}_{t-1} \text{ est la solution de } \tilde{B} + B_0 + B_1 + \dots + B_{T-1-t} + \tilde{B}_{T-t} + B_1 + \dots + B_{t-2} = 0$$

D'après l'équation de y'_t , le filtre passe bande approximé est non symétrique par rapport aux valeurs de x_t passées et futures, par conséquent il introduit un déphasage entre série issue du filtre et série observée x_t (Fournier, 2011; Sess et Grun-Rehomme, 2007; Estrella, 2007).

I-2-3- Filtre HP de Hodrick et Prescott

Le filtre H-P (Hodrick et Prescott, 1997) considère que pour tout $t=1\dots T$ la série y_t est la somme d'une tendance stochastique g_t et une composante cyclique c_t .

$$y_t = g_t + c_t$$

La composante tendancielle g_t est la solution du programme d'optimisation suivant :

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

Par suite, le cycle d'une série temporelle y_t n'est autre que sa déviation par rapport à la tendance g_t ; La composante cyclique $c_t = y_t - g_t$ $\lambda \geq 0$ est un paramètre réel.

Le premier terme dans le programme de minimisation mesure la conformité de la tendance g_t à y_t , le second terme donne le degré d'accélération ou de la croissance de la tendance (somme des carrés des variations du taux de croissance de la tendance). Le paramètre de lissage ou de pénalité λ représente le degré de pénalité accordé au deuxième objectif relativement au premier. Il joue évidemment un rôle crucial dans la décomposition. Plus λ est élevé, plus l'objectif de lissage de la tendance est privilégié au détriment de l'adéquation à la série brute et donc plus la partie cyclique est importante (Cogley et Nason (1995), Sobczak, Rabault, et Doz (2014), Pedersen (2001), Guay et St. Amant (2005) et Schlicht (2004)). λ est égal à ∞ , g_t tend vers une droite.

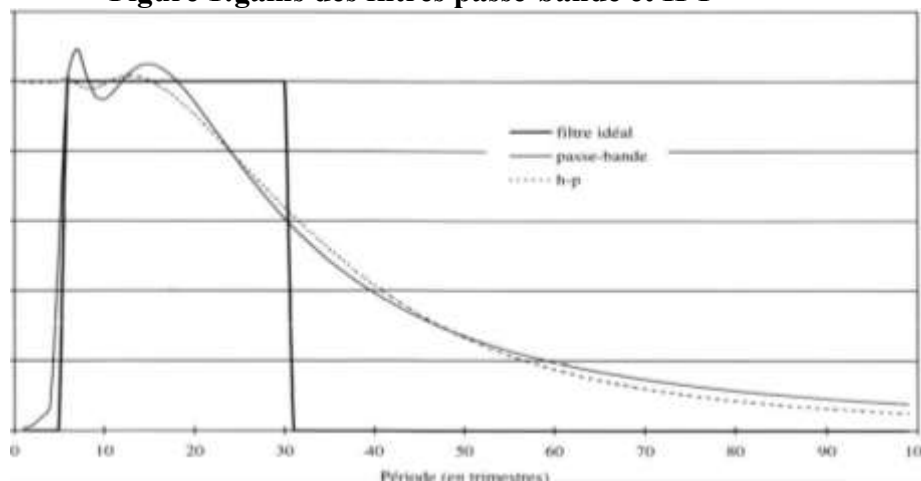
Hodrick et Prescott (1997) suggèrent un modèle de probabilité préalable à la sélection du paramètre de lissage λ . Si le premier terme (composante cyclique) et le second terme du programme de minimisation sont indépendants et identiquement distribués de moyenne nulle

et de variance égale respectivement à σ_1^2 et à σ_2^2 , l'espérance conditionnelle de g_t , sachant y_t , peut être la solution du programme de minimisation précédent lorsque $\sqrt{\lambda} = \sigma_1 / \sigma_2$. Comme le modèle de probabilité prend la forme état espace¹, la technique du filtre de Kalman peut être utilisée pour mesurer la tendance g_t .

En résolvant la condition du premier ordre du programme de minimisation pour déterminer la tendance g_t , il est nécessaire d'inverser une matrice $T \times T$ représentant les T équations résultant de la résolution du programme et exprimant la série en fonction de sa tendance (Milano, 2009 ; Fournier, 2000 ; Sess et Grun-Rehomme, 2007). T est le nombre d'observations. Cette matrice ne dépend que du nombre d'observation T et de λ . Le filtre H-P nous permet un calcul de la tendance même pour les observations extrêmes (figure 1) sans la nécessité de prolonger la date de la série initiale (qui n'est pas le cas avec le filtre passe bande de Baxter et King (1999)).

Au préalable Hodrick et Prescott (1997) considèrent que la composante cyclique (le premier terme du programme) croît de 5 pour cent, ainsi qu'un huitième pour cent pour le taux de croissance de la tendance par trimestre. Il en résulte que $\sqrt{\lambda} = \sigma_1 / \sigma_2 = 5 / (1/8)$ et la valeur λ est donc 1600. Hodrick et Prescott (1997) proposent que ce paramètre λ soit égal à 100, 1600 ou 14400 si les données sont, respectivement, annuelles, trimestrielles ou mensuelles. Ce choix arbitraire du paramètre de lissage a fait l'objet de plusieurs critiques dans la littérature (Guay et St. Amant (2005); Harvey et Jaeger (1993); Pedersen (2001b); et Agénor, McDermott et Prasad (2000)).

Figure 1: gains des filtres passe-bande et H-P



Source: (Fournier 2000)

¹ Une présentation détaillée des modèles état-espace est donnée dans Lemoine et Pelgrin (2003).

Le choix arbitraire du paramètre de lissage, selon Harvey et Jaeger (1993), peut créer des cycles fallacieux et conduire à des conclusions erronées sur la relation entre les mouvements des séries temporelles macro-économique à court terme. Certaines études ont proposé des méthodes d'estimation pour ce paramètre (Agénor, McDermott, et Prasad (2000); Schlicht (2004)) et suggèrent d'appliquer à chaque série un paramètre de lissage propre (selon l'approche de Agénor et al.,1998). De même, Ravn et Uhlig (2002) ont proposé un ajustement du filtre H-P en fonction de la fréquence des observations. L'étude tente de trouver le paramètre de lissage λ lorsque la fréquence de l'échantillon change, en adoptant deux approches : la première sur le plan temporel et la deuxième sur le plan fréquentiel. Les deux approches ont abouti aux mêmes résultats. λ est égale à 6.25, 1600, et 129600 si les données sont, respectivement, annuelles, trimestrielles ou mensuelles.

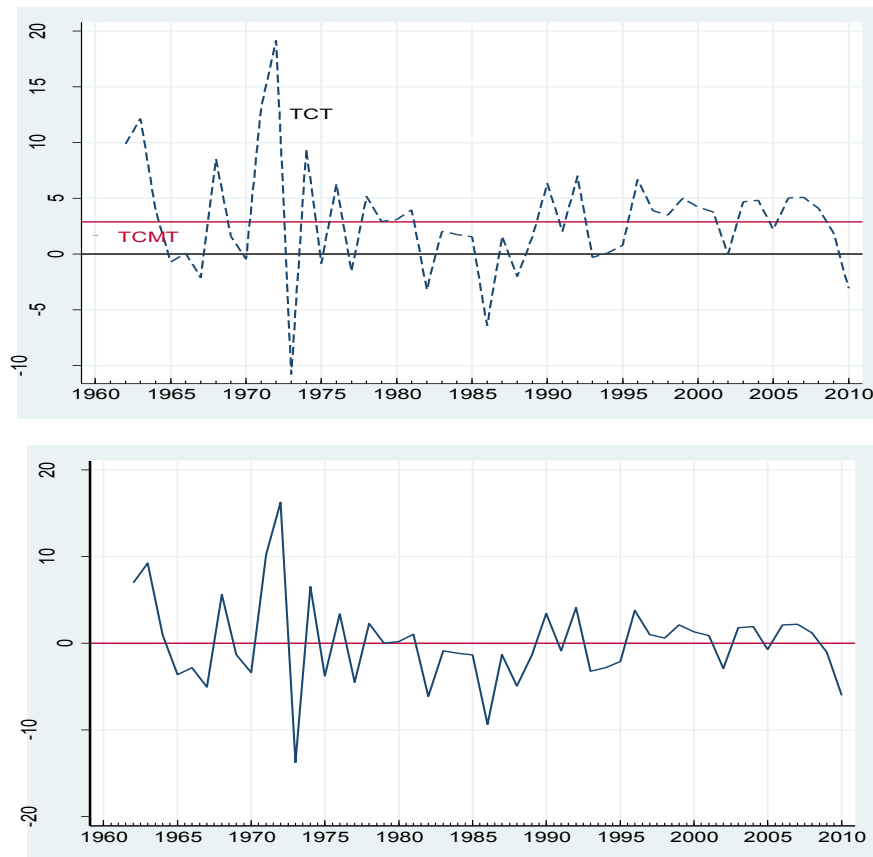
Toutefois, tous ces inconvénients n'ont pu réduire la robustesse de ce filtre dans l'extraction des composantes cycliques relativement à d'autres techniques de décomposition « tendance-cycle ». Plusieurs validations empiriques se basent sur son application, notamment les travaux des cycles réels au cours de ces trois dernières décennies. Il a été admis même par Baxter et King (1999) affirmant que le filtre HP présente les propriétés théoriques nécessaires car il est l'approximation idéale du filtre qui élimine les fréquences faibles, même si cet intervalle de fréquence dépend du paramètre de lissage. D'ailleurs, pour Baxter et King (1999) le filtre H-P n'est autre qu'une approximation raisonnable de leurs propre filtre passe bande, en particulier pour des données trimestrielles.

Section II : Caractéristiques des fluctuations annuelles du PIB tunisien de 1961 à 2010

Dans le but de donner un panorama historique des cycles du taux de croissance tunisien durant une période la plus large possible et de repérer les principales phases par lesquelles l'économie est passée, nous utilisons les données annuelles allant de 1961 à 2010. En parallèle, nous comparons les fluctuations économiques tunisiennes aux fluctuations économiques des principaux partenaires commerciaux et des Etats-Unis (appelés PDE¹).

¹ : PDE : pays développés retenus à savoir la France, l'Italie, l'Allemagne, et les Etats-Unis.

Figure 2: Écart entre le taux de croissance annuel et le taux de croissance moyen tunisien



Sources des données : Penn World Table Version 7.0 et 7.1,
 PIB à prix constants (2005) par habitant en dollars. Calculs de l'auteur.

La figure 2 représente l'écart entre les taux de croissance annuels et le taux de croissance annuel moyen du PIB tunisien entre 1961 et 2010, égal à 2.9%¹. L'écart montre un niveau de volatilité important au cours de ces années, avec une légère stabilité durant la dernière décennie. En observant l'allure de la courbe, il apparaît qu'on peut décomposer les fluctuations en trois périodes distinctes. La première allant de 1961 à 1978, la deuxième est entre 1979 et 1995 et la troisième période est de 1996 jusqu'à 2010.

¹ Taux de croissance du PIB réel tunisien = $[(PIB_t - PIB_{t-1}) / PIB_{t-1}] * 100$. Taux de croissance moyen tunisien = $[\sqrt[t]{PIB_t / PIB_0} - 1] * 100$.

II-1- Fluctuations du taux de croissance entre 1961 à 1977 : principaux événements en Tunisie et à l'échelle internationale

II-1-1- De la collectivisation au début de la privatisation de l'économie tunisienne

Au cours de la première décennie, la période de la construction de l'État moderne tunisien après l'indépendance, la figure 2 exhibe un taux de croissance qui varie entre 9% et -5%, marquant un niveau de volatilité fort. A partir des années 1970, en particulier pendant les quatre premières années, cette volatilité est devenue de plus en plus aiguë avec un pic en 1972 de 16% (le niveau le plus élevé dans la période étudiée) suivi d'une chute brutale en 1973 de 13% du taux de croissance par rapport à sa moyenne. Cette période est marquée par l'abandon par le gouvernement de la collectivisation et l'orientation vers la privatisation de l'économie après l'échec de l'expérience socialiste et l'emprise de l'État sur l'économie à la fin des années 1960.

Ben Romdhane (2011) affirme que durant les années 1960 la Tunisie est passée par une expérience socialiste de développement visant plusieurs domaines. Cette politique a consisté à moderniser l'agriculture à travers l'instauration d'unités coopératives de production, la nationalisation du commerce extérieur et l'étatisation du commerce de gros, l'industrialisation par l'encouragement du secteur privé et la création par l'État d'entreprises dans les secteurs requérant des investissements importants. Le développement du secteur touristique a échappé à une gestion entièrement étatique en le remettant entre les mains de promoteurs privés tunisiens.

Dans le secteur agricole, l'expérience de l'adhésion forcée aux unités coopératives de production des années 1962-69 avait pour objectif la création des conditions nécessaires à l'accumulation dans le secteur agricole (Abaab, Elloumi, 1997). Ce but devait être atteint, d'une part, par la réforme des structures agraires à travers la mécanisation du secteur, l'utilisation d'engrais organiques et minéraux de variétés sélectionnées. Pour cela, des unités coopératives de production de taille importante ont été mises en place (Ben Romdhane, 2011).

Au début des années 1960, les phosphates produits dans la région de Gafsa et l'huile d'olive constituent les principales sources de revenus extérieurs tandis que les revenus touristiques sont inexistantes avec à peine 52 700 visiteurs étrangers en 1962. Le seul grand projet industriel, les industries chimiques maghrébines basées à Gabès, est considéré comme le pôle de développement du sud du pays avant l'arrivée du tourisme (Wilmots, 2003).

Dans l'industrie et le tourisme, les investissements privés sont passés d'environ quatre millions de dinars à plus de vingt millions de dinars entre 1962 et 1970.

L'abandon de l'expérience du «socialisme d'Etat», en septembre 1969 s'est fait à la suite de la parution d'un rapport de la Banque mondiale sur le déficit des entreprises publiques lié à la gestion bureaucratique qui a caractérisé cette période.

Au début des années 1970 et jusqu'à 1977, la Tunisie s'est lancée dans des investissements lourds dans les matières premières particulièrement le phosphate, le raffinage du pétrole et dans la production de ciment. Mais aussi des investissements dans les infrastructures de base : agrandissement et aménagement de port et aéroport, aménagement de zones industrielles et de zones touristiques, etc.

Ces investissements structurels se sont caractérisés par une concentration sectorielle et régionale, ce qui a renforcé davantage les disparités régionales. Les investissements des entreprises publiques ont contribué à 41% de l'ensemble des investissements. Les entreprises privées ont commencé à jouer un rôle de plus en plus sensible dans plusieurs secteurs de l'économie, que ce soit dans le secteur touristique, dans le secteur agricole, et dans le secteur du bâtiment et des matériaux de construction.

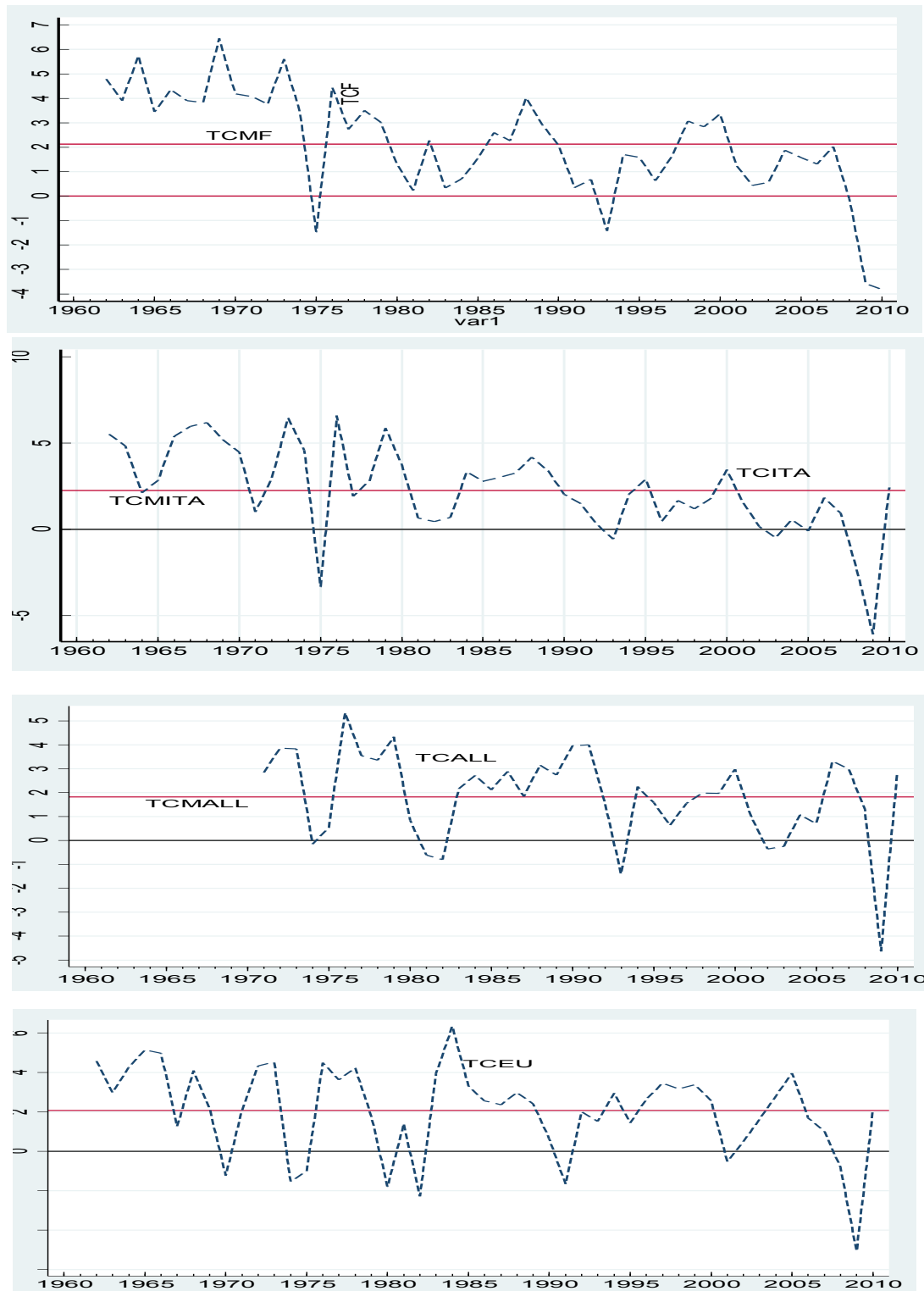
II-1-2- La fin des années glorieuses pour les PDE à partir du premier choc pétrolier

Concernant les PDE, la figure 3 montre un niveau de volatilité dans ces pays largement inférieur à celui de la Tunisie, enregistrant un écart entre le taux de croissance et leur moyenne de 4 à 1% pour les pays européens et 3 à -3% pour les Etats-Unis.

Durant les « trente glorieuses », les taux de croissance des PDE, en particulier ceux de la France et de l'Italie, sont supérieurs à leurs taux de croissance moyen (d'environ 2.1%). Entre 1945 et 1973, la majorité des pays développés, et particulièrement l'Europe occidentale, ont connu une forte croissance économique, caractérisée après la période de reconstruction par une hausse de la production industrielle, des investissements, de la productivité, des exportations, un faible taux de chômage et un boom démographique.

A partir de 1973, la figure 3 montre une chute brutale des taux de croissance des PDE avec un creux enregistré en 1974 et 1975, où le taux de croissance est de -3%, caractérisant la crise de conjoncture liée au premier choc pétrolier.

Figure 3: Ecart entre les taux de croissance annuels et le taux de croissance moyen pour les PDE



Sources des données : Penn World Table Version 7.0 et 7.1. Calculs de l'auteur.

Le facteur déclencheur de ce premier choc pétrolier, selon Hamilton (2011) est un facteur géopolitique : l'embargo de l'OPEP¹ en octobre 1973. Les pays arabes membres de

¹ L'Organisation des pays exportateurs de pétrole.

l'OPEP déclarent, en réaction à la « guerre du Kippour », un embargo sur les livraisons de pétrole aux Etats-Unis et à l'Europe occidentale, dont l'effet a été d'augmenter fortement le prix du baril de pétrole brut. La production des membres arabes de l'OPEP en Novembre a baissé de 4,4 millions de baril par jour de ce qu'il avait été en Septembre, un manque correspondant à 7,5% de la production mondiale.

II-2- 1979-1995 : la période du premier plan d'ajustement structurel et de la "grande crise" en Tunisie

A partir de 1979 et jusqu'à 1995, la volatilité du taux de croissance tunisien s'est réduite lentement, bien qu'elle reste à un niveau relativement important. Le taux de croissance le plus bas est enregistré en 1986 de -6.45% alors que le plus élevé est de 7% en 1992 (Figure 2). En ce qui concerne les PDE, la figure 3 montre une baisse de volatilité importante par rapport à la période précédente et elle est plus faible que celle enregistrée en Tunisie durant la période 1979-1995.

Fin des années 1970 et début des années 1980 l'économie tunisienne est caractérisée par le maintien du subventionnement des prix des matières de première nécessité. Le secteur financier est entièrement géré par le gouvernement et l'économie est protégée par des droits de douane très élevés et des restrictions d'importation, malgré les politiques affichées d'ouverture et de concurrence (Ben Romdhane, 2011; Morrisson et Talbi, 1996)). Entre 1979 et 1981, le taux de croissance annuel est supérieur au taux moyen, en se situant entre 2.9% et 4% (Figure 2). Ces "résultats positifs" ont été largement la conséquence du deuxième choc pétrolier, après la révolution iranienne (1979), qui conduit à une augmentation des prix du pétrole et des phosphates. L'économie tunisienne a connu aussi une hausse de la production agricole et des recettes touristiques (Morrisson et Talbi, 1996).

Entre 1981 et 1986, les recettes de l'État tunisien sont devenues très dépendantes des prix du pétrole. Les droits de douane ont progressé pour toutes les catégories de biens. En 1986, la protection effective du marché intérieur atteignait une moyenne de 84% (Ben Romdhane, 2011). Les impôts sur les importations sont destinés principalement à compenser les déficits budgétaires et la chute des réserves en devises. En 1982 et 1986, les taux de croissance connaissent (voir figure 2) les niveaux les plus bas depuis 1973, atteignant respectivement -3.2% et -6.45%.

Cette situation critiquée de l'économie tunisienne, en particulier en 1986, est nommée par Ben Romdhane (2011) la "grande crise". Au début de l'année 1985, la baisse des prix du pé-

Le contrôle a alourdi la charge des finances publiques qui a été tout au long de la période 1975-1980 une source de richesse pour l'économie à travers ses exportations de pétrole. Les réserves en devises s'épuisent et rendent incapable de payer la dette du pays et la facture des importations de biens et de services. Les investissements des entreprises publiques se réduisent et la consommation des ménages aussi, avec les mesures prises de baisse des salaires. Ben Romdhane (2011) a souligné que l'investissement public a enregistré en 1985 une forte baisse en reculant de 17,8 % par rapport au niveau de 1984 et de 17,2% en 1986. Le secteur agricole, durant l'année 1985-1986, est marqué par une sécheresse frappant le pays.

En juin 1986, la Tunisie n'a plus d'autre moyen que de s'adresser au Fonds Monétaire International. Ceci a permis à la Tunisie de bénéficier de concours financiers tout en imposant un plan d'ajustement structurel. Ce plan consiste en un accord sur un programme de reprise économique sur 18 mois.

Le programme vise à rétablir les grands équilibres structurels tels que le maintien du taux d'inflation à 5% et une amélioration significative de la compétitivité économique tout en réduisant la dépendance à l'exportation de pétrole. Les mesures d'ajustement structurel diminuent la place du secteur public au profit des mécanismes de marché et du secteur privé (Brack, 1997). À partir de 1987, la privatisation se traduit dans un premier temps par la vente de petites et moyennes entreprises. Les secteurs concernés sont surtout le tourisme, les matériaux de construction, le textile, l'industrie agroalimentaire et la pêche, la mécanique et l'électrotechnique.

À partir de l'année 1990, l'économie tunisienne commence à sortir de la crise et atteint des taux de croissance positifs avec un pic d'amplitude de +7%, en 1992. Mais cette reprise économique n'a pas duré. L'écart des taux de croissance retombe en 1993, en atteignant un niveau égal à -3.2% (figure 2). À partir de l'année 1995, la figure 2 montre le début d'une période d'expansion dans l'économie tunisienne, mais l'écart des taux de croissance par rapport à sa moyenne reste encore négatif.

Entre 1990 et 1995, la Tunisie entre dans une phase de développement de la compétitivité de ses produits et d'efforts en matière d'exportation. La Tunisie s'est engagée dans un accord de libre échange avec l'Union européenne, signée en 1995, qui consiste à un démantèlement progressif des droits de douane sur les produits industriels jusqu'à l'année 2008.

II-3- L'évolution des taux de croissance entre 1996 et 2010

À partir de 1996 et jusqu'à 2009, l'économie tunisienne connaît un taux de croissance positif et un degré de volatilité faible. L'économie tunisienne entre dans une phase de récession en 2010, avec une baisse du PIB supérieure à 3% (figure 2). On peut dire que, durant cette période, deux principaux faits ont marqué la Tunisie : l'accord de libre échange avec l'Union européenne et le début des protestations contre le chômage et le régime politique en 2010.

En parallèle, en ce qui concerne les PDE, la figure 3 montre que la dépression de ces économies s'étend de fin 2007 à fin 2009.

Sur la figure 2 la période 1996-2008 est marquée par un taux de croissance supérieur à la moyenne, à l'exception de sa baisse en 2001-2002, en résultat de la grave sécheresse qui a sévit durant trois années consécutives et de la baisse des recettes touristiques. Selon la Banque mondiale (2004), au cours de la période 1997-2001, le taux de croissance en Tunisie a dépassé celui, en moyenne, des pays de la région MENA et des pays à revenu intermédiaire.

Selon Ben Romdhane (2011), la période 1996-2008 est caractérisé essentiellement par la libéralisation commerciale, l'instauration d'une zone de libre échange de produits manufacturés avec l'Union européenne suite aux accords signés en 1995, la politique de mise à niveau des entreprises industrielles et le processus de privatisation.

Au début, la signature de l'accord d'association avec l'Union européenne a été largement contestée en Tunisie. Ceci est étayé, d'abord, par le manque de compétitivité des produits industriels face aux produits des entreprises européennes. Ensuite, du fait de l'augmentation du déficit budgétaire que pourrait produire le démantèlement des droits de douane qui constituaient une source importante dans les recettes de l'Etat.

Pourtant, l'industrie tunisienne a démenti ces scénarios en montrant une résistance face à la forte concurrence européenne. Une mise à niveau du tissu industriel a été réalisée en grande partie grâce aux subventions accordées aux entreprises par l'État. Quant au déficit généré par la baisse des droits de douane, l'État s'est orienté vers un meilleur contrôle fiscal et une augmentation du taux de la taxe sur la valeur ajoutée (Ben Romdhane, 2011). Il convient de souligner selon cet auteur que, malgré cette résistance face à l'ouverture commerciale, la Tunisie n'a pas pu être à l'abri des effets néfastes du démantèlement des accords multifibres et l'ouverture des marchés européens aux produits textiles asiatiques. Étant donné que la moitié des

emplois industriels était dans le secteur textile, ce secteur a souffert sur le marché extérieur comme sur le marché domestique.

Une autre retombée espérée de l'accord de libre échange avec l'Union européenne n'a pas été réalisée suffisamment : une attraction accrue des investissements directs étrangers.

Après le pic de croissance en 2008 (4.1%), l'économie tunisienne entre dans une phase de récession qui s'étend jusqu'à la fin de l'année 2010 (Figure 2). Il est à remarquer que cette baisse du taux de croissance coïncide avec l'émergence de contestations sociales marquées dans le pays : premièrement, la révolte du bassin minier de Gafsa contre le chômage et la corruption (népotisme du clan de Ben Ali) qui a duré six mois en 2008 ; deuxièmement, le déclenchement de la révolution tunisienne en 2010 pour les mêmes motifs mais qui se propage dans tout le pays et amenant la chute du régime de Ben Ali au début de 2011.

Malgré la croissance économique positive et soutenue durant la dernière décennie en Tunisie, Haddar (2013) explique la naissance de ces événements de protestations par plusieurs facteurs : (i) "La croissance a été relativement faible par rapport aux besoins sociaux et par rapport à d'autres pays", (ii) le manque de stratégie de développement durable en Tunisie basé sur trois secteurs seulement (le textile, le tourisme et les industries mécaniques et électriques). Or, "les exportations tunisiennes sont confrontées à une très forte concurrence, notamment des pays asiatiques où le coût salarial est largement inférieur à celui de la main d'œuvre tunisienne. Le secteur du tourisme perd de sa dynamique en raison de la forte concurrence exercée par les pays méditerranéens. Même, dans le segment des destinations balnéaires populaires, la performance de la Tunisie a été inférieure à celle de pays tels que la Turquie et l'Égypte. La situation financière de plusieurs hôtels semble précaire. Le système financier tunisien est dominé par un secteur bancaire caractérisé par une faible concurrence et une absence d'innovation et une incertitude sur le recouvrement des créances" (Haddar 2013).

Par ailleurs, comme le montre la figure 3, dans les PDE les années 2008 et 2009 ont été marquées par une crise économique profonde, appelée la « grande récession » aux Etats-Unis.

La grande récession est la conséquence de la crise financière de 2007 qui trouve son origine dans l'effondrement du marché immobilier et la crise des crédits subprimes aux Etats-Unis. Les titres des créances hypothécaires et des produits dérivés ont alors baissé brutalement, mettant en péril la solvabilité des banques et des institutions financières aux États-Unis et en Europe.

En dépit des aides massives (plans de sauvetage) accordées par les États pour atténuer les menaces de faillite, il en a résulté une récession mondiale qui a conduit à un ralentissement du commerce international et à une hausse du chômage.

En conclusion, le cycle des taux de croissance de la Tunisie montre une désynchronisation avec les cycles des PDE, durant les quatre décennies 1960-2000. Ce n'est qu'à partir de l'année 2003 que l'écart du taux de croissance tunisien tend à se synchroniser avec celui des PDE considérés. En dépit de cette synchronisation, tout au long de la période 2003-2008, le taux de croissance du PIB réel tunisien est resté supérieur à sa moyenne avec une amplitude stable qui varie entre 4% et 5%.

Toutes ces constatations sur les fluctuations de l'économie tunisienne – son degré de synchronisation avec la conjoncture économique internationale et sa capacité à maintenir une croissance positive et plus ou moins stable durant les années 2000 – amènent à poser les questions suivantes : quels sont les déterminants internes des fluctuations économiques tunisiennes ? Quel est le degré de propagation des chocs externes sur ces fluctuations et les formes de synchronisation du cycle avec les pays industrialisés ? Et quels sont les principaux déterminants de cette synchronisation ?

Dans la suite de ce travail, nous allons nous intéresser à l'évolution du cycle tunisien durant la période allant de 2000 T1 à 2012 T1. Le choix de cette période est lié à deux raisons : (i) l'importance d'une appréhension trimestrielle des cycles économiques (cf. les travaux du N.B.E.R et de Harding et Pagan, 2002, 2006 et Boehm, 1998), et la contrainte que dans le cas de l'économie tunisienne les données trimestrielles ne sont disponibles qu'à partir de l'année 2000. (ii) le travail est centré principalement sur les déterminants de la synchronisation du cycle de la Tunisie avec ses principaux partenaires commerciaux. Selon la figure 2, cette synchronisation ne semble perceptible qu'à partir des années 2000, plus précisément à partir de l'année 2003.

Section III: Datations trimestrielles des cycles économiques tunisiens depuis l'entrée en vigueur de l'accord de libre échange avec l'UE en 1995

En utilisant les données trimestrielles au cours de la période 2000T1- 2012T1, dans cette section, le travail va s'intéresser à la description du cycle économique tunisien et celui des PDE, en essayant de déterminer les différentes phases d'expansion et de récession et

d'établir une datation de leurs points de retournement par la méthode BBQ de Harding et Pagan (2002). Quant à la méthode, la mesure des fluctuations par l'écart des taux de croissance par rapport à sa moyenne présente des limites. En effet, le TCM donne une moyenne des évolutions entre la valeur initiale et la valeur finale, mais ne tient pas compte des ruptures de tendance au cours de la période étudiée. Pour cela, désormais dans la suite de ce travail, les cycles vont être extraits de la méthode de décomposition tendance-cycle en utilisant les filtres, notamment les filtres de Hodrick-Prescott (HP), de Baxter-King (BK) et de Christiano-Fitzgerald (CFF).

Quant aux choix du filtre, les travaux n'ont pas abouti à un consensus autour du filtre le plus approprié. Ce qui amène certaines études à utiliser plusieurs filtres en même temps (Agénor, McDermott, et Prasad, 2000; Frankel et Rose, 1998, etc.). Cependant, ces mêmes études ont constaté une forte similarité des résultats produits par ces différents filtres.

En se basant sur l'idée qu'il est plus adéquat de retenir un seul filtre (Baxter et Kouparitsas, 2005), dans tout ce qui suit, la composante cyclique des différentes variables macroéconomiques va être extraite par le filtre H-P de Hodrick et Prescott (1997). Le filtre H-P est retenu par de nombreuses études (Aguilar et Gopinath, 2004; Frankel et Rose, 1998; Gregory, Head, et Raynauld, 1997; Hairault et Sopraseuth, 2008; Kose et Riezman, 2001; Kouparitsas, 1997; Mendoza, 1995; Ritschl, Sarferaz et Uebele, 2008, Jean Louis et Simons 2014 etc.).

III-1- L'extraction de la composante cyclique : application du filtre H-P sur les PIB pour la période 2000T1-2012T1

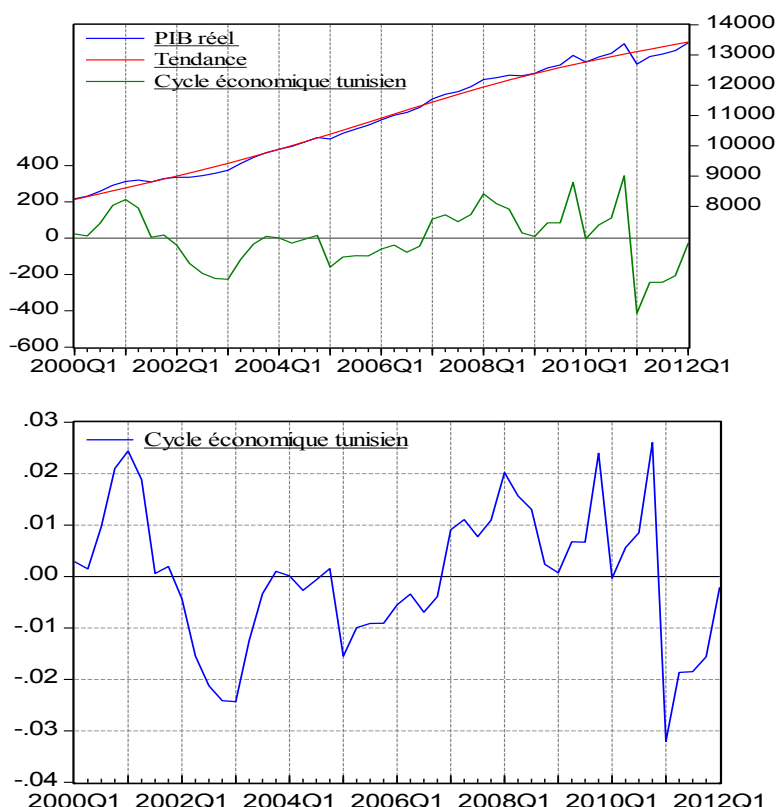
Certaines études présentent le cycle de l'activité économique globale (cycle de référence) par l'indice de la production industrielle en étayant ceci par l'indisponibilité des données d'autres indicateurs, en particulier pour les pays en développement. Agénor, McDermott, et Prasad (2000) supposent que l'utilisation des données du PIB pour mesurer l'activité économique dans un pays en développement peut causer des résultats erronés, du fait de la part importante de l'agriculture dans la production globale qui est plus influencée par les conditions climatiques que par des facteurs conjoncturels. En outre, pour Fayolle (1993), le produit intérieur brut est plus inerte parce qu'il enregistre l'impact de forces contra-cycliques, comme les dépenses publiques pouvant jouer le rôle de facteur stabilisateur. Le cycle industriel éclaire le mieux les fluctuations économiques bien que l'auteur affirme que la datation des points de retournement est très proche pour les deux séries.

Néanmoins, l'indice de la production industrielle néglige la part du secteur des services qui possède un poids significatif dans les économies. Pour cela, l'utilisation du PIB a été privilégiée dans la quasi-totalité des études de conjoncture économique.

Dans tout ce qui suit, les cycles de référence des cinq pays retenus (Tunisie, France, Italie, Allemagne, et les Etats-Unis) vont être mesurés par l'application du filtre H-P sur les PIB à prix constant, toutes les séries vont être transformées en log et corrigées des variations saisonnières en utilisant la méthode X11 Census.

Par définition, un cycle économique peut se décomposer en quatre phases. La première représente le sommet ou le pic. Ensuite, la phase de récession qui représente le début de la crise. Après, le cycle entre dans la phase de dépression, ou le cycle connaît son second point de retournement, le creux. Et finalement, lorsque l'activité économique connaît une reprise le cycle économique sera en phase d'expansion.

Figure 4: les fluctuations et tendance du PIB réel tunisien entre 2000-T1 et 2012-T1 extraites par le filtre H-P



La figure 5 présente la composante cyclique du PIB réel de la Tunisie extraite par le filtre H-P. A vue d'œil, le cycle économique tunisien montre plusieurs pics en 2000T4,

2008T1, 2009T3 et 2010T3 et trois creux en 2003T1, 2005T1 et 2011T1. L'allure du cycle est fortement marquée par deux périodes de récession.

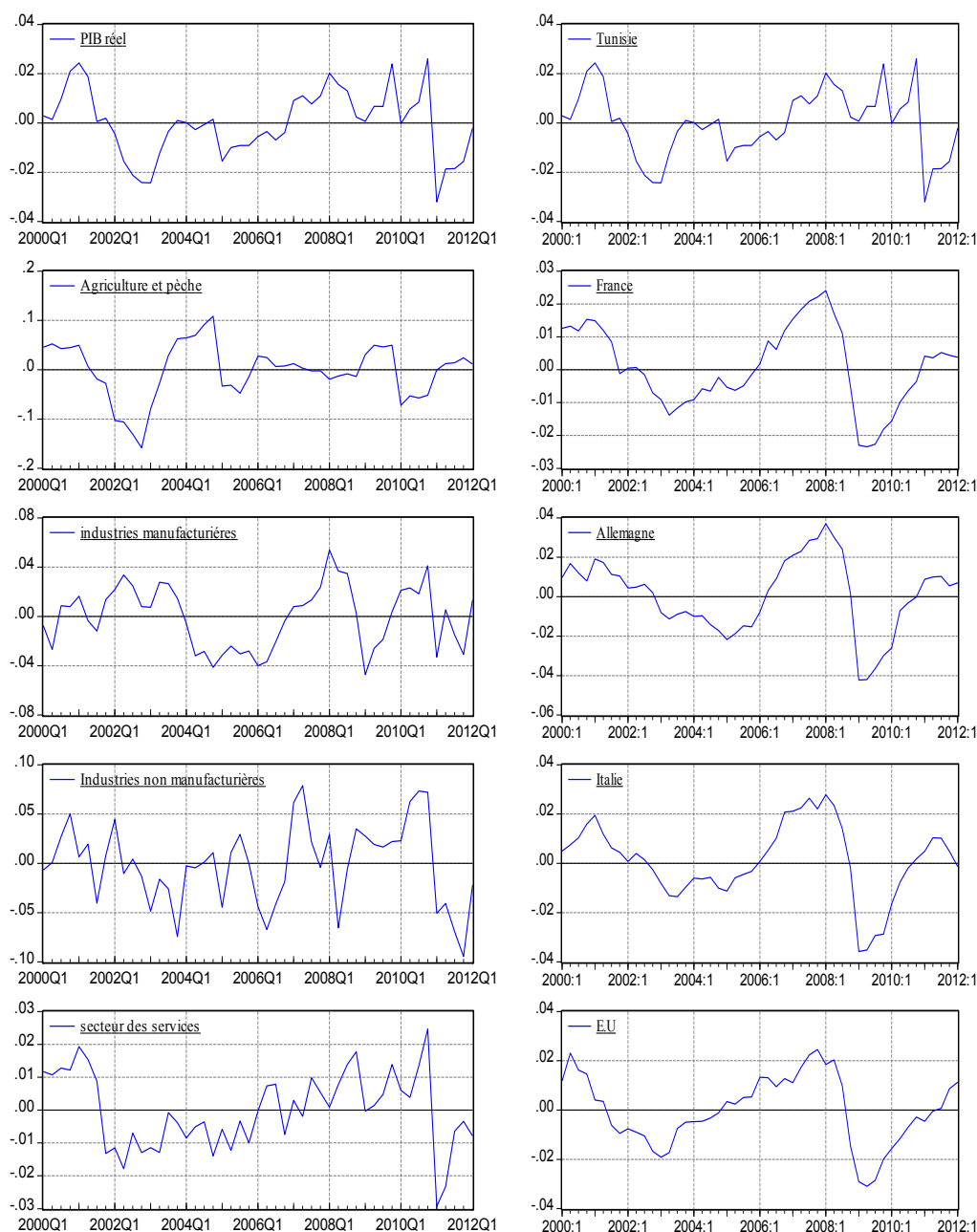
La première a commencé en 2001T3 pour s'étaler jusqu'à 2003T1. Cette récession s'explique notamment par deux événements : (i) l'attentat de Ghariba (avril 2002), en particulier la baisse brutale des recettes touristiques qui en découle, (ii) les conditions difficiles de l'économie mondiale liées à la crise aux Etats-Unis des valeurs technologiques de 2001-2002.

La deuxième phase de récession va de 2010T4 à 2011T1, cette période étant caractérisée par une montée sans précédent des contestations sociales et politiques, aboutissant à la chute du régime et par la suite à une forte baisse des exportations et des investissements étrangers. Cette récession a été plus profonde que celle de 2001, mais d'une durée plus courte si l'on se réfère au PIB de 2012T1.

La figure 6 présente les fluctuations des valeurs ajoutées des différents secteurs. Elle montre une évolution parallèle des secteurs et du cycle global, à l'exception du secteur manufacturier. Par ailleurs, la chute brutale enregistrée en 2011T1 au niveau global s'est manifestée aussi dans le secteur manufacturier, et de manière plus marquée dans le secteur des services (baisse des recettes touristiques) et l'industrie non manufacturière (grèves dans le bassin minier, et repli des exportations de phosphate).

Par contre, les fluctuations dans le secteur agricole n'ont pas subi cette chute grâce au fort niveau pluviométrique qu'a connu le pays en 2010 et 2011. Cette période d'expansion au niveau du secteur agricole a été le principal facteur de la reprise de l'économie globale en Tunisie après la révolution.

Figure 5: l'évolution du cycle économique du PIB global et sectoriel de l'économie tunisienne et des PDE



Pour les cycles de référence des pays développés de l'échantillon, la figure 6 révèle la forte similitude des cycles pour les pays européens. En effet, les composantes cycliques de ces derniers enregistrent deux pics en 2001T1 et 2008T1, et un creux en 2009T1. Pour les Etats-Unis, les points de retournement sont enregistrés avec un peu d'avance (un écart d'un trimestre), mais l'allure du cycle reste le même que celui des autres pays.

Une autre constatation concerne l'allure du cycle tunisien par rapport à celui des pays développés. A première vue, les cycles des cinq pays montrent une concordance dans les mouvements, bien que la durée des phases en Tunisie soit plus courte. Cependant, à partir de 2010T4, les fluctuations économiques tunisiennes divergent de la conjoncture mondiale.

Comme il a été mentionné au-dessus, la détection ou la description d'un cycle économique se fait à travers l'extraction de sa tendance et l'identification de ses points de retournement. Pour ce faire, le prochain paragraphe va adopter l'approche BB initiée par Bry et Boschan (1971) et développée, ensuite, par Harding et Pagan (2002, 2006) pour une application sur des données trimestrielles.

III-2- Datation des points de retournement par la méthode BBQ

Dans ce paragraphe, nous présentons d'abord la méthode BBQ de Harding et Pagan (2002) puis l'interprétation des résultats.

III-2-1- Présentation de la méthode

Harding et Pagan (2002) considèrent que la datation des points de retournement pourrait parfois se faire visuellement, en éliminant les "faux" points de retournement, ceux de courte durée ou d'amplitude insuffisante. Ils soutiennent, toutefois, l'utilisation de l'algorithme BB de Bry et Boschan (1971) qu'ils ont développé pour les données mensuelles et son application aux données trimestrielles (méthode notée BBQ).

Pour Harding et Pagan (2002), l'approche BB est la plus fiable pour satisfaire les deux conditions essentielles pour une datation adéquate :

- Un pic doit être suivi par un creux et vice versa.
- Une phase doit durer au moins 6 mois (deux trimestres) et un cycle complet doit avoir une durée minimale de 15 mois (cinq trimestres).

L'algorithme BB de Bry et Boschan (1971) définit un pic (ou un creux) comme un point qui se produit à un instant t à chaque fois que la série observée $y_t >$ (ou $<$) y_{t+k} , $k=1 \dots K$, avec $K=5$ (puisque la durée d'une phase est de 6 mois).

Dans le cas où les données sont trimestrielles, Harding et Pagan (2002) suggèrent qu'un pic est détecté à chaque fois que $\{\Delta_2 y_t > 0, \Delta y_t > 0, \Delta y_{t+1} < 0, \Delta_2 y_{t+2} < 0\}$ et un creux à chaque

fois que $\{\Delta_2 y_t < 0, \Delta y_t < 0, \Delta y_{t+1} > 0, \Delta_2 y_{t+2} > 0\}$ ¹, avec Δy_t présente la dérivé de y_t par rapport à t .

A travers ces points de retournement, Harding et Pagan passent à la mesure des caractéristiques du cycles à savoir :

- La durée du cycle et de ses phases.
- L'amplitude du cycle et de ses phases.
- Les mouvements cumulatifs à l'intérieur des phases (perte approximative pour les phases de récession ou gain approximatif pour les phases d'expansion).

Pour ce faire les auteurs identifient chaque phase cyclique à un triangle dont la base est donnée par la durée de la phase et la hauteur par son amplitude.

(1) Durée de la phase : elle est calculée comme le nombre de trimestres du pic à un creux durant les phases de contraction et de creux à un pic pour la phase d'expansion (la base du triangle).

(2) L'amplitude de la phase : elle est calculée comme la baisse maximale de la série entre le pic (creux) et le creux (pic) pendant les épisodes de contraction (expansion) : la hauteur du triangle.

(3) La perte cumulée du cycle est mesuré par l'aire du triangle.

L'application de cette méthode sur les cycles de référence des pays de l'échantillon est l'objet de la prochaine partie de ce paragraphe.

III-2-2- Résultats et interprétations

Le tableau 1 regroupe les différents points de retournement des composantes cycliques du PIB réel global et par secteur (les parts des valeurs ajoutées). En adoptant le même filtre pour extraire les composantes cycliques (le filtre H-P), les points de retournements sont détectés par la méthode de Bry et Boshan sur des données trimestrielles, en utilisant le programme écrit par Inklaar (2003) sur MATLAB.

¹ avec $\Delta_2 y_{t+2} = y_{t+2} - y_t$.

Pendant la période 2000T1-2012T1, le cycle économique tunisien est caractérisé par des pics en 2001T1, 2008T1 et 2009T4 et des creux en 2003T1, 2009T1 et 2011T1. Trois phases de récession sont enregistrées d'amplitude égale en moyenne à 0,04 et une perte de 0,11 point dans les fluctuations. Les résultats de la méthode BBQ font apparaître deux phases d'expansion. La première allant de 2003T1 à 2008T1 et la deuxième phase de 2009T1 à 2009T4 ayant un gain en moyenne égal à 0,236.

Quant aux cycles des PIB par secteur, les résultats trouvés montrent un décalage de temps entre les points de retournement du cycle économique tunisien et ceux du PIB par secteur, bien qu'il soit faible pour certains points. La durée des phases de récession est en moyenne de sept trimestres pour le secteur agricole et le secteur manufacturier, et de six trimestres pour le secteur non manufacturier. L'amplitude des phases varie entre 0,15, enregistré par le cycle du secteur agricole et 0,03 pour le cycle du secteur des services. La durée des phases d'expansion est égale en moyenne à onze trimestres pour le secteur agricole, treize trimestres pour le secteur manufacturier, six trimestres pour le secteur non manufacturier, et six trimestres pour le secteur des services.

Concernant les pays partenaires et les Etats-Unis, les résultats regroupés dans le tableau 2, montrent que leurs points de retournement se présentent presque à la même date. Les pics se sont enregistrés en 2000T4, 2008T1 et 2011T2 pour la France, en 2001T1, 2008T1 et 2011T2 pour l'Italie, en 2001 T1, 2008T1 et 2011T2 pour l'Allemagne. Il en va de même des creux. La durée des phases de récession est de neuf trimestres en moyenne et dix trimestres pour les phases d'expansion. L'amplitude varie entre 0,005 et 0,073 pour les phases de récession et entre 0,007 et 0,05 pour les phases d'expansion. Le niveau de gain approximatif de ces phases le plus élevé est enregistré en France (égal à 0,7 entre 2003T2 et 2008T1), alors que le plus faible s'est manifesté en Italie.

Pour le cycle économique américain, les points de retournement apparaissent avec un décalage avancé d'un trimestre par rapport à ceux des pays partenaires, comme le pic de 2007T4 et le creux de 2003T1. Cependant, ce décalage n'apparaît pas pendant la crise de 2009. Les quatre pays développés de l'échantillon ont enregistré un même creux en 2009T2. Ce qui permet de déduire une forte synchronisation entre les pays européens et les Etats-Unis, au cours de cette dernière décennie.

Par rapport au cycle tunisien, les résultats du tableau montrent une correspondance entre les dates des points de retournement du cycle tunisien avec ceux des pays partenaires et les

Etats-Unis, confirmant aussi la synchronisation de leurs fluctuations. Toutefois, cette correspondance aux niveaux des pics et des creux disparaît fin 2010. En effet, les quatre pays développés ont connu des phases d'expansion entre 2009T2 et 2011T2. Par contre, la conjoncture économique tunisienne, durant cette même période, a connu une phase de récession. Ceci à cause des événements internes que la Tunisie a connu et ceux dans le pays voisin, la Libye (premier partenaire commercial de la Tunisie à l'échelle régionale et cinquième à l'échelle internationale).

Tableau 1: Identification des caractéristiques selon l'approche de Harding et Pagan (2002) des composantes cycliques du PIB global et par secteur

Variable	Pics	Phase de récession (pics-creux)			Creux	Phase d'expansion (creux-pics)		
		Période et durée	Amplitude	Perte approximative		Période et durée	Amplitude	Gain approximatif
PIB réel	2001T1 2008T1 2009T4	2001T1-2003T1 (8 trimestres).	-0,048	-0,19	2003T1 2009T1 2011T1	2003T1-2008T1 (20 trimestres)	0,0442	0,442
		2008T1-2009T1 (4 trimestres)	-0,0195	-0,039		2009T1-2009T4 (3 trimestres)	0,022	0,03
		2009T4-2011T1 (4 trimestres)	-0,055	-0,11				
PIB agr.	2004T4 2009T2	2004T4-2005T3 (3 trimestres).	-0,156	-0,23	2002T4 2005T3 2010T1	2002T4-2004T4 (8 trimestres).	0,265	1,06
		2009T2-2010T1 (3 trimestres).	-0,12	-0,182		2005T3-2009T2 (15 trimestres).	0,097	0,73
PIB man.	2002T2 2008T1	2002T2-2004T4 (10 trimestres).	-0,074	-0,37	2004T4 2009T1	2004T4-2008T1 (13 trimestres).	0,01	1,17
		2008T1-2009T1 (4 trimestres).	-0,105	-0,20				
PIB nman.	2000T4 2005T3 2007T2 2010T3	2000T4-2003T4 (12 trimestres)	-0,12	-0,745	2003T4 2006T2 2008T2	2003T4-2005T3 (7 trimestres).	0,103	0,72
		2005T3-2006T2 (3 trimestres).	-0,096	-0,144		2006T2-2007T2 (4 trimestres).	0,14	0,29
		2007T2-2008T2 (4 trimestres).	-0,14	-0,28		2008T2-2010T3 (9 trimestres).	0,13	0,62
PIB ser.	2001T1 2003T3	2001T1-2002T2 (5 trimestres).	-0,037	-0,09	2002T2 2004T4	2002T2-2003T4 (6 trimestres).	0,017	0,051

Tableau 2: Datation des points de retournement des cycles de référence de la Tunisie et des PDE

	Pics	Phase de récession (pics-creux)			Creux	Phase d'expansion (creux-pics)		
		Période et durée	Amplitude	Perte approximative		Période et durée	Amplitude	Gain approximatif
Tunisie	2001T1 2008T1	2001T1-2003T1 (8 trimestres).	-0,047	-0,38	2003T1 2010T1	2003T1-2008T1 (20 trimestres)	0,041	0,82
		2008T1-2010T1 (8 trimestres)	-0,035	-0,28				
France	2000T4 2008T1	2000T4-2003T2 (10 trimestres).	-0,03	-0,3	2003T2 2009T1	2003T2-2008T1 (19 trimestres)	0,037	0,7
		2008T1-2009T1 (4 trimestres)	-0,043	-0,17				
Allemagne	2008T1	2000T1-2005T1 (20 trimestres).	-0,032	-0,603	2005T1 2009T1	2005T1-2008T1 (12 trimestres).	0,056	0,67
		2008T1-2009T1 (4 trimestres).	-0,073	-0,29		2009T1-2010T4 (8 trimestres).		
Italie	2001T1 2004T3 2008T1	2001T1-2003T2 (9 trimestres).	-0,032	-0,3	2003T2 2005T1 2009T2	2000T1-2001T1 (4 trimestres).	0,0163	0,065
		2004T3-2005T1 (2 trimestres).	-0,006	-0,012		2003T2-2004T3 (5 trimestres).	0,0074	0,037
		2008T1-2009T2 (5 trimestres).	-0,06	-0,29		2005T1-2008T1 (12 trimestres).	0,04	0,46
						2009T2-2010T4 (6 trimestres).	0,037	0,224
Etats-Unis	2007T4	2000T1-2003T1 (12 trimestres).	-0,031	-0,377	2003T1 2009T2	2003T1-2007T4 (16 trimestres).	0,041	0,665
		2007T4-2009T2 (6 trimestres).	-0,051	-0,31		2009T2-2010T4 (6 trimestres).	0,035	0,215

En conclusion, à partir de la méthode de datation des points de retournement de Harding et Pagan, le travail a pu détecter et décrire les différentes phases du cycle économique tunisien et de ses partenaires commerciaux en exposant leurs amplitudes et leurs durées. L'identification des caractéristiques cycliques a mis en valeur la synchronisation entre le cycle tunisien et ceux des pays partenaires et des Etats-Unis. Cette synchronisation de l'économie tunisienne s'est avérée très prononcée avec les cycles des pays européens. Le décalage avancé entre les points de retournement du cycle des Etats-Unis et ceux des pays européens montre bien la transmission rapide des fluctuations économiques américaines aux pays européens, et qui par la suite devient quasi immédiate sur la conjoncture tunisienne.

CONCLUSION

Dans ce premier chapitre, nous avons présenté les caractéristiques des cycles économiques tunisiens, depuis l'indépendance jusqu'au début de la révolution de 2010, en comparaison avec la conjoncture des pays développés (comme la France, l'Allemagne, l'Italie et les Etats-Unis). Il apparaît une désynchronisation du cycle des taux de croissance de la Tunisie avec celui des PDE, durant les années 1960-2000. Ce n'est qu'à partir de l'année 2003 que l'écart du taux de croissance tunisien commence à être synchronisé de manière perceptible avec celui des autres pays étudiés.

Du fait de ce résultat et de la nécessité d'utiliser des données trimestrielles dans le champ d'investigation des cycles économiques, le travail s'est focalisé sur la période allant de 2000T1 à 2012T1. Nous avons identifié les cycles de référence de la Tunisie et ceux des PDE par le filtre H-P et daté par la suite les points de retournement et détecté les différentes phases avec la méthode BBQ de Harding et Pagan (2002).

L'identification des caractéristiques cycliques a mis en valeur la synchronisation entre le cycle tunisien et ceux des pays partenaires européens et des Etats-Unis. Cette synchronisation de l'économie tunisienne s'est avérée très prononcée avec les cycles des pays européens. Le décalage avancé entre les points de retournement du cycle des Etats-Unis et ceux des pays européens montre bien la transmission rapide des fluctuations économiques américaines aux pays européens, et qui par la suite devient quasi immédiate sur la conjoncture tunisienne.

La forte synchronisation des cycles tunisiens et des PDE nous conduit dans le cadre du chapitre suivant à analyser l'aspect sectoriel de la conjoncture économique tunisienne, la nature des sources d'impulsion internes ou externes ainsi que leurs canaux de transmission.

Chapitre II : Propriétés au niveau global et sectoriel du **cycle économique tunisien et degré de synchronisation** **avec la conjoncture mondiale : faits stylisés**

Le deuxième chapitre étudie les propriétés macro-économiques globales et sectorielles du cycle économique tunisien et son degré de synchronisation avec la conjoncture mondiale. Il comprend trois sections. La première section présente la structure industrielle de l'économie tunisienne en comparaison avec celles des PDE. Cette section cherche à donner les grandes caractéristiques structurelles du PIB et des échanges commerciaux, en Tunisie et dans les PDE. La deuxième section présente les propriétés cycliques des variables internes (globale et sectorielle) de l'économie tunisienne durant les années 2000. Elle consiste principalement à identifier la nature des chocs internes et détecter les variables qui ont un rôle stabilisateur (contra cycliques) et amplificateur (pro cycliques). Pour ce faire, nous adoptons la méthode des moments (l'écart-type, la corrélation croisée et la corrélation temporelle). La troisième section va s'intéresser au comportement cyclique de certaines variables macroéconomique des PDE afin d'évaluer leur degré de synchronisation avec le cycle économique tunisien.

Section I : La structure industrielle de l'économie tunisienne en comparaison avec celles des pays développés

En suivant les données trimestrielles au cours de la période 2000T1 2010T4, cette section consiste à analyser quelques grandes caractéristiques structurelles de l'économie tunisienne.

En partant du fait que la plupart des pays ont plusieurs partenaires commerciaux, et que le panier des marchandises échangées avec un pays pourrait être différent du panier échangé avec un autre pays, Kouparitsas et Baxter (2003) considèrent que la décomposition sectorielle de la production, les importations et les exportations constituent une voie nécessaire pour analyser la transmission internationale des cycles économiques.

En outre, Di Giovanni et Levchenko (2010) expliquent leurs choix d'utiliser des données sectorielles par deux avantages : (i) la dimension sectorielle permet l'inclusion d'un en-

semble plus riche de facteurs souvent omis dans les estimations des différents types de chocs, (ii) les données sectorielles permettent d'étudier si les liens entre les secteurs de production peuvent contribuer à expliquer l'impact du commerce international sur la synchronisation des cycles.

I-1-La décomposition structurelle du PIB réel

Ce paragraphe est partagé en deux parties. La première présente une décomposition sectorielle du PIB en Tunisie et dans les PDE. La deuxième présente la décomposition du PIB par catégorie de dépense finale en Tunisie et dans les PDE.

I-1-1- La décomposition structurelle du PIB par secteur en Tunisie et dans les PDE

Le tableau 3 présente la décomposition du PIB réel tunisien par secteur. Les résultats regroupés dans ce tableau montrent sur la période considérée la part importante du secteur des services (61%) par rapport aux autres secteurs. En particulier, les activités commerciales, hôtellerie-restauration et transport atteignent un niveau égal à 23% du PIB. Le poids du secteur des services en Tunisie est aussi souligné par Kose et Riezman (2001) avec un niveau de 57% entre 1980 et 1990. Le second secteur contribuant le plus aux PIB tunisien est l'industrie manufacturière qui participe à hauteur de 18%. Ce secteur couvre essentiellement l'industrie agro-alimentaire et les produits textiles.

Tableau 3:Part des secteurs dans le PIB au coût des facteurs (en %)

	AGR.	Man.	N.Man	Serv. Financ	Comm.	Autres Services divers	Ser.Pub
moyenne	10	18	11	3,8	23	18,2	16
médiane	9	17,3	11,7	3,9	23	18	16,6

Les pourcentages représentent les parts des valeurs ajoutées dans chacun des secteurs suivants : AGR. =secteur agricole, Man.=secteur manufacturier, N.Man=secteur non manufacturier, Ser. Pub =activités des administrations publiques, Serv.Financ = Services financiers, Comm. = Commerce+ Service d'hôtellerie et de restauration+ Transports. Secteur des services = Ser. Pub + Serv.Financ + Comm.+ Autre services divers. Les données sont extraites de l'Institut national des statistiques de Tunis pour une période allant de 2000T1 à 2010T4.

Concernant les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie (la France, l'Italie, et l'Allemagne), le tableau 4 montre aussi un poids des services à hauteur de 59% du PIB en moyenne. Contrairement au secteur des services en Tunisie, les activités financières représentent la part la plus importante, alors que les activités commerciales, l'hôtellerie-restauration et le transport présentent la part la plus faible. Une autre différence se manifeste dans la struc-

ture industrielle entre la Tunisie et les pays partenaires. La contribution du secteur agricole dans le PIB des pays partenaires n'arrive même pas à le 2% en moyenne, alors qu'en Tunisie, il participe au PIB avec un niveau cinq fois plus élevé (10%).

Tableau 4:Structure industrielle des pays partenaires commerciaux

		AGR.	Man.	Act. Financ .	Cons.	Indus.	Ser. pub	Comm.
France	Moyenne	2.1	13	28	4.6	15	22	15.3
	Médiane	2.14	12.8	28.1	4.3	15.2	21	15.6
Allemagne	Moyenne	1.0	19	22.2	4.1	2.05	18.5	14.7
	Médiane	1.0	18.6	22.6	4.0	20.4	18.6	14.8
Italie	Moyenne	22	16.7	21	4.4	19	17.3	19.4
	Médiane	22	17	20	4.4	18.9	17.2	19.7
Total	Moyenne	1.7	16.2	23	4.3	18.1	19	16.4

Les pourcentages représentent les parts des valeurs ajoutées dans chacun des secteurs suivants : AGR. = Agriculture; pêche, Man.= Industrie manufacturière, Act. Financ . = Activités financières; immobilier Cons. = Construction, Indus. = activités industrielles (sauf construction); Ser.pub.= Administration publique et services collectifs; activités des ménages ; comm.= Commerce; hôtels et restaurants; transports. Les données sont extraites de la base Eurostat pour une période trimestrielle allant de 2000T1 à 2010T4.

I-1-2- La décomposition structurelle du PIB réel par catégories de dépenses finales en Tunisie et dans les PDE

Le tableau 5 montre une contribution forte du volume des échanges commerciaux en Tunisie : les importations et les exportations représentent plus de 40% du PIB. Malgré la forte ouverture de l'économie, la demande intérieure reste importante, surtout la part de la consommation privée dont le niveau est supérieure à 60% du PIB réel.

Tableau 5:Part des dépenses finales dans le PIB (en %)

	C.PV	D.Pb.	Ivt.	X.	M.	T.Vol.	V.S
Moyenne	62	16	24	44	47	74,7	1,0
Médiane	61	16	24	43	46	74	1,1

C.PV= consommation privée, D.Pb.=dépense publique, Ivt.=investissement (FBCF), X.=exportations de biens et services, M. =importations, T. Vol.= (X. +M.)/PIB, V.S= variation de stocks. Les données sont extraites de la banque centrale de Tunis pour une période allant de l'année 2000 à 2010.

La comparaison des tableaux 5 et 6 montre clairement un écart important entre la part des exportations et des importations dans le PIB en Tunisie et dans celui des PDE. Les exportations en Tunisie représentent 44% du PIB contre une part qui en moyenne ne dépasse pas 28 % dans les pays partenaires et 10 % aux Etats-Unis. De même, la part des importations

dans le PIB tunisien est presque le double de celle dans les pays partenaires et les E.U. Par contre, les dépenses publiques sont plus importantes dans le PIB des pays partenaires qu'en Tunisie.

Tableau 6: Parts des dépenses finales dans le PIB pour les PDE (en %)

		C.PV	D.Pb.	Ivt.	X.	M.	T.Vol.	V.S
France	Moyenne	57.2	24	19.2	25.4	25.6	51	0.3
	Médiane	57	23.6	19.3	26	27	55	0.27
Allemagne	Moyenne	58.3	19	20.3	35	32.6	67.6	-0.1
	Médiane	58.7	19.23	20.5	35	32.4	67.7	0.02
Italie	Moyenne	59	20	20	24.6	24.2	39	0.2
	Médiane	60	19.6	20.3	25	25	40	17
Total	moyenne	58	21	19.7	28	27	52.5	0.1
Etats-Unis	Moyenne	68	16.3	18.5	10	13	23	0.2
	Médiane	67	16	18.9	10	13.8	23.7	0.3

C.PV= consommation privée, D.Pb.=dépense publique, Ivt.=investissement (FBCF), X.=exportations, M. =importations, T. Vol.=(X. +M.)/PIB, V.S= variation de stocks. Les données sont extraites de la base des données de l'OCDE pour une période allant de 2000T1 à 2010T4.

I-2- La décomposition sectorielle des échanges commerciaux

I-2-1- la structure des échanges commerciaux en Tunisie

Concernant la structure sectorielle des exportations, les résultats regroupés dans le tableau 7 montrent une large contribution du secteur manufacturier dans les exportations de marchandises tunisiennes, en particulier les produits textiles, habillement, cuir, qui atteignent plus de 40% des exportations totales. Quant aux deux secteurs énergie et mines, phosphates et dérivés, ils représentent tous les deux 20% des exportations, les activités agricoles 10%. L'industrie mécanique et électrique présente une part non négligeable, à hauteur de 20% des exportations. Les résultats montrent qu'une part considérable des exportations en Tunisie est consacrée aux secteurs primaires environ 20%.

Tableau 7: Décomposition sectorielle des exportations de marchandises (en %)

X. par activité de secteur	Agri. et ind. Agro-alimentaires	Text. Habill. et cuirs	Indus.Mécan.et électriques	Autres indust. Manuf.	Energie et lubrifiants	Mines, phosphates et dérivés
Moyenne	10.0	42.0	20.2	7.7	11.1	9.0
Médiane	9.5	46.1	19.5	7.8	10.2	8.7

Agri. et ind. Agro-alimentaires= Agriculture et industries agro-alimentaires; Text. Habill. et cuirs=Textiles, habillements et cuirs; Indus.Mécan.et électriques=Industries mécaniques et électriques ; Autres indust. Manuf. = Autres industries manufacturières; Les données sont extraites de l'Institut national des statistiques de Tunis pour une période allant de 2000T1 à 2010T4.

Du côté des importations, les résultats du tableau 8 montrent une part prédominante de l'industrie mécanique électrique, 40% des importations totales, contre 12% pour les produits primaires (énergies, mines, phosphates et divers). Ce qui fait de la Tunisie un pays qui exporte plus les produits primaires, qui sont généralement associés à des prix mondiaux très fluctuants, et consacre une part importante de ses importations aux produits mécaniques et électriques ayant des prix plus élevés.

Tableau 8: Décomposition sectorielle des importations de marchandises de la Tunisie (en %)

M. par activité de secteur	Agri. et ind. Agro-alimentaires	Text. Habill. et cuirs	Indus.Mécan.et électriques	Autres indust. Manuf.	Energie et lubrifiants	Mines, phosphates et dérivés
Moyenne	9.9	21.4	40.2	16.2	10.0	2.3
Médiane	9.7	22.6	40.02	16.3	9.3	2.15

Agri. et ind. Agro-alimentaires= Agriculture et industries agro-alimentaires; Text. Habill. et cuirs=Textiles, habillements et cuirs; Indus.Mécan.et électriques=Industries mécaniques et électriques ; Autres indust. Manuf. = Autres industries manufacturières; Les données sont extraites de l'Institut national des statistiques de Tunis pour une période allant de 2000T1 à 2010T4.

I-2-2-La structure des échanges commerciaux dans les PDE

La première remarque qui saute aux yeux concernant la structure industrielle des exportations dans les PDE, c'est leur similitude. En effet, on constate d'après la décomposition des exportations des PDE, présentée dans le tableau 9, que le secteur manufacturier a la contribution la plus élevée (87% en moyenne). Cette forte contribution est due en particulier au secteur machines et équipements (Equipem.), avec une part égale en moyenne à 44,7% pour les pays européens et 52,5% pour les Etats-Unis.

Tableau 9:La structure industrielle des exportations dans les PDE (en %)

		Agri.	Text.	Equipem.	Autre manf	Mines et carri.
France	Moyenne	12	3.4	44	35	5.6
	Médiane	11.7	3.4	44	35	6
Allemagne	Moyenne	5.6	2.8	52	34	5.6
	Médiane	5.6	2.7	52.3	33.6	5.6
Italie	Moyenne	7.6	9.2	38.1	40.1	5
	Médiane	7.4	9	38.1	40.1	5.07
Totale	moyenne	8.4	5.1	44.7	36.4	5.4
Etats Unis	Moyenne	6.5	2	52.5	34.4	4.6
	Médiane	9.5	2	52.6	32.5	4.06

Text.=Textiles, produits textiles, cuir et chaussures, Agri.= agriculture, chasse, pêche et forêt,

Mines et carri.= mines et carrière, Autre manf= autre industrie manufacturières (produits alimentaires, boissons et tabac+ papier, produits de papier, imprimerie et édition+ caoutchouc, plastiques et produits pétroliers+ Métaux de base et produits métalliques+ Matériel de transport+ fabrication et recyclage), Equipem. =machines et équipements. Les données sont extraites de l'OCDE pour une période allant de 2000 à 2010.

Pour les autres industries manufacturières qui regroupent principalement le matériel de transport et autres produits industriels, leur part représente 35 % en moyenne dans les exportations des PDE. On remarque aussi la très faible contribution du secteur mines et carrières qui ne dépasse pas 6%. Il en va de même pour les exportations du secteur agriculture et du secteur textile-habillement.

Tableau 10:La structure industrielle des importations dans les PDE (en %)

		Agri.	Text.	Equipem.	Autre manf	Mines et carri.
France	Moyenne	9.5	5.3	39.2	35	11
	Médiane	9.2	5.3	40.4	32.5	11.6
Allemagne	Moyenne	7.7	5.2	39.6	32	15.5
	Médiane	9.3	4.8	40.4	30.8	15.6
Italie	Moyenne	12.6	5.5	32.3	33	16.6
	Médiane	12.9	5.5	32	32.2	14.1
Totale	moyenne	10	5.33			
Etats Unis	Moyenne	6	6.3	41	28.4	18.3
	Médiane	6	6.1	39.7	28.3	20

Text.=Textiles, produits textiles, cuir et chaussures, Agri.= agriculture, chasse, pêche et forêt,

Mines et carri.= mines et carrière, Autre manf= autre industrie manufacturière (produits alimentaires, boissons et tabac+ papier, produits de papier, imprimerie et édition+ caoutchouc, plastiques et produits pétroliers+ Métaux de base et produits métalliques+ Matériel de transport+ fabrication et recyclage), Equipem. =machines et équipements. Les données sont extraites de l'OCDE pour une période allant de 2000 à 2010.

Pareillement à la structure des exportations, le secteur manufacturier est le secteur qui contribue le plus aux importations de marchandises dans les PDE (tableau 10). La part des machines et équipements est de l'ordre de 39% pour la France et l'Allemagne, 32% pour l'Italie et 41% pour les Etats-Unis, voisine de la part des importations et ce secteur paraît connaître un fort commerce intrabranche. Par contre, le secteur mines et carrières se situe entre 11% et 18% des exportations. Le secteur agricole prend une part un peu plus grande dans les importations que dans celles des exportations, notamment pour les pays européens.

On constate que la part des importations du secteur textile tunisien reste supérieure à celle des PDE. Par contre, la part des importations dans le secteur mines dans les PDE est plus élevée que sa part dans les importations tunisiennes.

Section II : La nature des sources des chocs internes

Le but est de mesurer la volatilité des phases (à travers l'écart type), le degré de comouvement avec le cycle du PIB (à travers la corrélation croisée) et la persistance des fluctuations des variables macro-économiques (mesurée par l'autocorrélation d'ordre 1). Pour mener cette évaluation, toutes les séries ont été transformées en log et corrigées des variations saisonnières en utilisant la méthode Census X11.

L'écart type et la corrélation croisée ont été estimés par la méthode GMM, en utilisant le programme écrit par Hevia (2008) sur MATLAB. Cette méthode a été utilisée par plusieurs études du fait de sa robustesse (Aguiar et Gopinath, 2004; Ambler, Cardia, et Zimmermann, 2004; Backus et Kehoe, 1992; Neumeyer et Perri, 2005, etc.).

II-1- L'écart type dynamique des cycles de référence et des cycles spécifiques

D'après les résultats reportés dans le tableau 11, le cycle économique tunisien fait apparaître une certaine stabilité au cours des années 2000, par rapport aux décennies antérieures. L'écart type représente un cinquième de celui enregistré pendant les années 1960, 1970 et 1980. A partir de l'année 1995, le cycle économique tunisien montre un niveau de volatilité autour de 2%, et qui s'affaiblit entre 2000 et 2010 pour s'approcher de 1%. La diminution progressive de la volatilité du cycle tunisien est configurée par l'écart type dynamique présenté dans la figure 7.

Les trois tableaux 12, 13 et 14 regroupent les mesures de volatilité des fluctuations et la corrélation croisée du PIB réel avec les différentes variables de l'économie qui pourraient être des sources d'impulsion interne pour la conjoncture tunisienne. Les statistiques présentées dans ces deux tableaux résultent des séries réelles transformées en logarithme et filtrées par la méthode de Hodrick- Prescott. La définition et les sources des séries sont présentées en annexe 1.

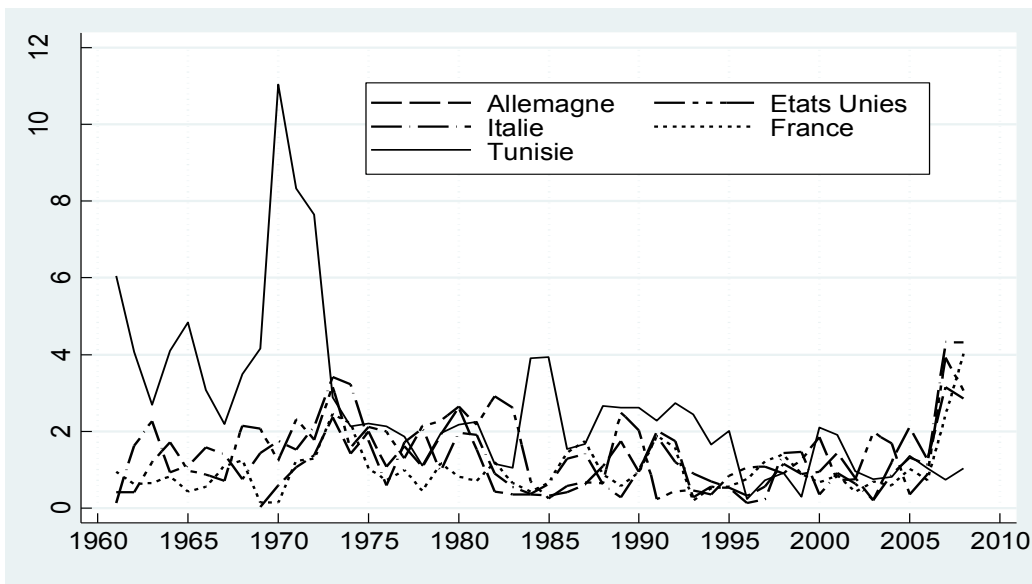
Contrairement au cycle économique tunisien, les PPC (France, Italie, Allemagne) et les Etats-Unis ont connu des niveaux de volatilité relativement stables durant les cinq décennies étudiés avec des écarts types compris entre 1 et 2%. Néanmoins, à partir de 2007 la volatilité de ces cycles est en hausse en dépassant 4% (figure 7).

D'après les résultats reportés dans le tableau 12, en Tunisie la pluviométrie (Pluv.) représente le niveau de volatilité le plus élevé avec un écart type égal à 16%. Une forte volatilité est constatée aussi avec les exportations (X) et les importations (M) mais à un niveau plus bas 8%. Pour les variables monétaires présentées par M_1 , M_2 et les crédits intérieurs (C.I), la volatilité de leurs composantes cycliques est environ deux fois plus forte que celle du cycle économique tunisien (PIB). Parmi les variables financières étudiées, le transfert de fonds des immigrés (Remi.) et la dette extérieure (D.E) possèdent une volatilité quatre fois supérieure à celle du cycle tunisien, par contre les investissements directs étrangers (I.D.E) connaissent un même niveau de volatilité, égale à 1,15%.

Tableau 11: L'écart type des cycles économiques de la Tunisie et des PPC

	1961/1969	1970/1979	1980/1989	1990/1999	2000/2010
Tunisie	5,18 (0.00)	5,18 (0.00)	3.8 (0.00)	1.98 (0.00)	1.15 (0.00)
France	1.23 (0.00)	1.3 (0.00)	1.6 (0.00)	1.8 (0.00)	1,12 (0,00)
Etats-Unis	1.6 (0.00)	2,24 (0.00)	2.7 (0.00)	1.5 (0.00)	1,34 (0,00)
Italie	1.9 (0.00)	1.99 (0.00)	1.8 (0.00)	1.4 (0.00)	1.4 (0.00)
Allemagne	—	1.9 (0.00)	1.5 (0.00)	1.5 (0.00)	1.72 (0,00)

Figure 6 : Ecart type dynamique des composantes cycliques des PIB



Au niveau des secteurs, les résultats regroupés dans le tableau 14 montrent que le secteur agricole représente l'écart type le plus élevé avec un niveau égal à 5.7%. La volatilité élevée de ce secteur est dû évidemment à la forte volatilité de la pluviométrie (tableau12). Cette volatilité est retrouvée aussi avec les importations et les exportations des produits agricoles avec des écarts types égaux respectivement à 13.6% et 19%. Toutefois, la volatilité la plus élevée pour les importations est observée pour le secteur des mines et phosphates.

Tableau 12: Les propriétés cycliques de l'économie tunisienne

	PIB réel	C.PV	C.Pb.	Ivt.	X.	M.	M ₁	M ₂	IPC	I.D.E	D.E	C.I	Re-mi.	Pluv.	Dde. Inter.	Cor-rup.
Volatilité	1.15 (0.00)	2.01 (0.00)	2.9 (0.00)	3,5 (0.00)	8.23 (0.00)	7.7 (0.00)	2,3 (0,00)	2,5 (0,00)	0.6 (0.00)	1,15 (0.04)	2.9 (0.00)	3.35 (0.00)	4.35 (0.00)	16.15 (0.01)	2.21 (0.00)	3.7 (0.00)
Corrélation	1 (0)	0,07 (0.14)	-0.1 (0.13)	0,37 (0.11)	0.45 (0.1)	0.4 (0.12)	0,26 (0.1)	0,06 (0.1)	0,1 (0,16)	0,06 (0,1)	0,37 (0.13)	-0,35 (0.12)	-0,07 (0,12)	-0,61 (0.1)	0.31 (0.12)	0.38 (0.11)

C.PV= consommation privée, D.Pb.=dépense publique, Ivt.=investissement, X.=exportations, M. =importations, IPC =indice des prix à la consommation, D.E =dettes extérieures, C.I =crédits intérieurs, Remi. =envois des immigrés, pluv.=pluviométrie, dde. Inter.= demande intérieure (consommation finale +FBCF+variation de stock). Toutes les séries transformées en logarithme et filtrées par la méthode de Hodrick-Prescott. La volatilité est mesurée par l'écart type. Les corrélations croisées et les écarts types sont calculés par la méthode GMM.

La variable institutionnelle est mesurée par l'indice de perception de corruption qui présente le niveau de la corruption dans le secteur public d'un pays. Le score de l'indice varie entre 0 et 10. La valeur 10 indique un niveau faible de corruption et 0 indique un gouvernement très corrompu. Les résultats du tableau 12 exhibent un écart type associé à cette variable égal à 3.7%, montrant sa forte volatilité.

Après l'examen de l'amplitude des cycles de référence de la Tunisie et des PDE ainsi que l'amplitude des fluctuations des variables macro-économiques globales et sectorielle à travers la mesure des écarts types, le paragraphe suivant passe à l'examen du degré de comouvement de ces variables internes avec le cycle de référence tunisien. Ceci permet d'identifier les variable procycliques ou contracycliques et de déterminer la nature des sources d'impulsion du cycle de référence. Est-il d'origine réelle, monétaire, financière ou institutionnelle ? Pour ce faire, nous calculons les coefficients de corrélation croisée d'ordre (0) et temporelle.

II -2- Le co-mouvement des variables macro-économiques internes

Le deuxième moment estimé pour présenter les propriétés cycliques des variables internes de l'économie tunisienne est la corrélation croisée avec la composante cyclique du PIB. Elle est utilisée dans les différents travaux des cycles économiques pour mesurer le degré de synchronisation ou bien le comouvement de ces cycles. En d'autres termes, elle permet d'étudier le comportement du cycle de référence (la composante cyclique de l'activité économique mesurée par le PIB), par rapport aux cycles spécifiques (Agénor, McDermott et Prasad, 2000 ; Ambler, Cardia et Zimmermann, 2004 ; Backus et Kehoe, 1992 ; Kose et Riezman, 2001; Kouparitsas, 1997 ; etc.).

Harding et Pagan (2002) ont proposé de mesurer le degré de concordance entre le cycle de référence (la composante cyclique de l'activité économique mesurée par le PIB) et le cycle spécifique, par un indice de concordance (\hat{f}). Ils le présentent comme la fraction de temps pendant laquelle les deux séries sont simultanément dans le même état d'expansion ($S_t=1$) ou de contraction ($S_t=0$). Formellement, cet indice de concordance entre deux variables X et Y s'écrit comme suit :

$$\hat{f} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{xt})(1 - S_{yt}) \right\}$$

Cet indice est capable de capturer si la variable y_t est pro ou contra cyclique par rapport à une autre x_t . Si l'indice $\hat{I}_{xy}=1$, la variable est pro cyclique, elle est dite contra cyclique si l'indice $\hat{I}_{xy}=0$.

Harding et Pagan (2006) ont réécrit cet indice en fonction du coefficient de corrélation :

$$\hat{I} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{xt} - S_{yt} + S_{yt} S_{xt}) \right\}$$

$$\hat{I} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} + 1 - \sum_{t=1}^T S_{yt} - \sum_{t=1}^T S_{xt} + \sum_{t=1}^T S_{yt} S_{xt} \right\}$$

$$\hat{I} = 1 + \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{yt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{xt}$$

$$\hat{I} = 1 + \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} - E[S_{xt}] - E[S_{yt}]$$

$$\text{Or cov}(S_{xt}, S_{yt}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} - E[S_{xt}]E[S_{yt}]$$

$$\hat{I} = 1 + 2 \text{cov}(S_{xt}, S_{yt}) + 2 E[S_{xt}]E[S_{yt}] - E[S_{xt}] - E[S_{yt}]$$

$$\hat{I} = 1 + 2\text{cor}(S_{xt}, S_{yt})\sigma_{S_x}\sigma_{S_y} + 2 E[S_{xt}]E[S_{yt}] - E[S_{xt}] - E[S_{yt}]$$

Cette nouvelle formulation de l'indice de concordance a amené Harding et Pagan (2006) à conclure à une relation monotone entre le coefficient de corrélation et leur indice de concordance. Les auteurs ont montré que lorsque le coefficient de corrélation est égal à 1 (-1), la valeur de l'indice de concordance (\hat{I}) est égale à 1(0). Ce qui signifie une contradiction entre les conclusions issues des deux mesures statistiques. En effet, lorsque le coefficient de corrélation montre que les deux cycles S_{xt} et S_{yt} sont négativement synchronisés (égal à -1), l'indice de concordance sera égal à 0 qui signifie que les cycles S_{xt} et S_{yt} sont indépendants. En conséquence, Harding et Pagan (2006) notent que leur indice défini pour mesurer le degré de synchronisation nécessite des corrections, et il est plus adéquat d'utiliser la corrélation entre les cycles afin de jauger le degré de synchronisation entre les cycles des variables étudiées.

En raison de cette ambiguïté sur la robustesse de l'indice de concordance, notre travail retient le coefficient de corrélation pour évaluer le degré de synchronisation entre les différents cycles. Les corrélations croisées sont calculés par la méthode GMM. Cette méthode est robuste puisqu'elle permet de corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des termes d'erreur.

Selon Agénor, McDermott et Prasad (2000) une variable y_t est pro cyclique, acyclique, ou contra cyclique si la corrélation croisée est respectivement positive, zéro, ou négative. En outre, la série y_t est fortement corrélée si le coefficient de corrélation, en valeur absolue, est compris entre 0,26 et 1, est faiblement corrélé si le coefficient de corrélation est compris entre 0,13 et 0,26, il y a absence de corrélation des cycles des variables lorsque le coefficient de corrélation en valeur absolue est situé entre 0,13 et 0. En outre, en mesurant la corrélation croisée temporelle notée $\rho(j)$, avec $j \in \{\pm 1, \pm 2, \pm 3, \pm 4, \dots\}$, présentée dans le tableau 12, il est possible de connaître le nombre de trimestres au cours desquels les pics (ou les creux) d'une variable donnée filtrée précèdent ou succèdent à ceux du PIB réel. En effet, les articles de Agénor, McDermott et Prasad (2000), Kydland et Prescott (1982) et Mendoza (1995) montrent que la composante cyclique d'une variable donnée suit le cycle du PIB réel de j périodes si la valeur absolue de $\rho(j)$ est au maximum pour $j > 0$. Par contre, si la $|\rho(j)|$ est au maximum pour $j < 0$, le cycle de la variable examinée sera en avance par rapport au cycle de référence (le cycle du PIB) de j périodes, ce qui permet de dire que cette variable peut produire un changement dans les fluctuations du PIB réel.

En suivant cette classification dans les degrés de corrélation, nous allons commencer d'abord par les variables macroéconomiques de l'économie tunisienne globales et sectorielles. Les corrélations croisées et temporelles entre les cycles des variables et le cycle de référence tunisien (PIB) sont données dans les tableaux 12, 13, 14, et 15. Les variables étudiées se classent en trois catégories : les variables réelles, les variables financières et les variables monétaires.

Avant de commencer l'analyse du degré du comouvement de ces différents types de variables avec l'activité réelle (le cycle du PIB tunisien), il est primordial dans l'analyse de la conjoncture économique d'examiner le niveau d'autocorrélation d'ordre (1) du cycle du PIB. Selon plusieurs travaux, notamment ceux de Kose et Riezman (2001) et Kouparitsas (1997), cette statistique mesure la persistance du cycle économique. Elle permet de connaître la durée de la phase d'expansion ou de contraction par laquelle l'économie peut passer. Dans ce

présent travail, la composante cyclique du PIB montre une persistance forte avec une autocorrélation d'ordre (1) égale à 0,7 (tableau 12).

Pour les variables réelles, la corrélation croisée d'ordre (0) montre une indépendance entre les phases de la consommation privée, publique et celles du PIB avec des valeurs qui ne dépassent pas 0,1. Quant à la corrélation temporelle¹, les résultats présentés dans le tableau 13 montrent un effet contra cyclique avancé de quatre trimestres de ces deux variables sur le PIB. Malgré ce décalage, la corrélation contemporaine a montré sa désynchronisation avec l'activité réelle.

Les autres variables réelles, l'investissement, les exportations, et les importations font apparaître des coefficients de corrélation croisée positifs et supérieurs à 0,3. Ceci nous permet de déduire la procyclicité de ces variables et leurs synchronisation avec le cycle du PIB.

Pour les exportations, la corrélation temporelle d'ordre (1) enregistre un niveau maximum montrant la persistance d'une forte corrélation positive entre le cycle des exportations et celui du PIB. Quant aux importations, le niveau maximum est atteint avec le coefficient de corrélation contemporain, ce qui signifie que les pics du cycle des importations coïncident instantanément avec ceux du cycle du PIB. Ces résultats montrent bien le rôle important des échanges commerciaux dans le comportement du cycle économique tunisien.

¹ : La corrélation temporelle indique le nombre de trimestres avancés ou retardés d'un indicateur cyclique spécifique par rapport au cycle de référence (PIB).

Tableau 13: la corrélation croisée temporelle avec le PIB tunisien

	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
PIB											0.7	0.45	0.22	0.044					
C.P v	0.17	-0.02	-0.24	-0.41	-0.60	-0.68	-0.64	-0.50	-0.21	0.07 (0)	0.29	0.41	0.40	0.33	0.24	0.15	0.12	0.11	0.13
C.P b	0.33	0.14	-0.09	-0.28	-0.51	-0.65	-0.7	-0.61	-0.36	-0.10 (0.13)	0.11	0.24	0.27	0.26	0.22	0.17	0.14	0.11	0.09
Ivt.	-0.40	-0.41	-0.40	-0.39	-0.33	-0.21	-0.07	0.06	0.22	0.37 (0.11)	0.51	0.59	0.61	0.57	0.49	0.40	0.31	0.24	0.21
X.	-0.12	-0.17	-0.23	-0.14	-0.11	-0.07	0.06	0.15	0.26	0.45 (0.1)	0.49	0.46	0.34	0.22	0.11	0.07	0.02	0.01	-0.02
M.	-0.05	-0.09	-0.08	0.00	-0.00	0.01	0.12	0.12	0.22	0.39 (0.12)	0.38	0.33	0.22	0.08	-0.04	-0.06	-0.07	-0.05	0.05
M₁	-0.33	-0.32	-0.32	-0.35	-0.29	-0.23	-0.09	0.04	0.14	0.26 (0.1)	0.35	0.39	0.33	0.27	0.22	0.16	0.11	0.09	0.07
M₂	-0.26	-0.34	-0.36	-0.37	-0.35	-0.33	-0.27	-0.11	0.07	0.06 (0.1)	0.29	0.36	0.40	0.39	0.37	0.32	0.25	0.2	0.20
IPC	-0.18	-0.06	-0.00	-0.11	-0.14	-0.09	-0.05	0.02	0.05	0.10 (0.16)	0.27	0.22	0.10	-0.01	-0.11	-0.14	-0.10	-0.03	0.05
I.D. E	-0.21	-0.02	0.06	0.14	0.21	0.16	0.14	0.09	0.02	0.06 (0.1)	0.15	0.14	0.16	0.24	0.23	0.16	0.27	0.17	0.13
D.E	0.14	-0.09	-0.14	-0.26	-0.34	-0.32	-0.30	-0.05	0.27	0.37 (0.13)	0.34	0.14	0.16	0.14	0.03	-0.10	-0.17	-0.2	-0.1
C.I	-0.07	-0.1	-0.12	-0.16	-0.27	-0.38	-0.38	-0.37	-0.38	-0.35 (0.12)	-0.29	-0.02	0.03	0.09	0.14	0.19	0.21	0.19	0.16
Re- mi.	0.11	0.03	-0.04	-0.08	-0.16	-0.2	-0.23	-0.20	-0.14	-0.07 (0.12)	-0.00	-0.02	-0.09	-0.23	-0.33	-0.34	-0.30	0.1939	0.01
Pluv ·	0.19	0.30	0.38	0.39	0.29	0.08	-0.18	-0.42	-0.61	-0.61 (0.1)	-0.74	-0.68	-0.49	-0.23	0.01	0.20	0.31	0.3689	0.36
Cor rup.	-0.12	-0.20	-0.25	-0.24	-0.22	-0.10	0.08	0.24	0.34	0.38 (0.11)	0.23	0.06	-0.15	-0.31	-0.30	-0.26	-0.18	-0.07	0.005

C.PV= consommation privée, D.Pb.=dépense publique, Ivt.=investissement, X.=exportations, M. =importations, IPC =indice des prix à la consommation, D.E =dettes extérieures, C.I =crédits intérieurs, Remi. =envoi de fonds des immigrés, pluv.=pluviométrie. Toutes les séries sont en logarithme et filtrées par la méthode de Hodrick-Prescott.

Le tableau 15 présente les corrélations temporelles des différentes variables sectorielles en Tunisie avec le PIB global. Les résultats montrent que la pro cyclicité des PIB par secteur est contemporaine (la valeur maximum est enregistrée au niveau de la corrélation d'ordre 0), ce qui affirme une synchronisation forte entre les cycles du PIB par secteur et celui du PIB global.

Quant aux investissements par secteur, leurs composantes cycliques confirment les observations de la pro cyclicité avec un retard de deux à trois trimestres par rapport au cycle de l'activité de référence. Ce qui indique leurs rôles amplificateur du cycle du PIB. Il en va de même pour les cycles des importations par secteurs. Pour les cycles des exportations, le comportement cyclique du secteur industriel (industrie mécanique et autres) montre une synchronisation forte et contemporaine vis-à-vis du cycle économique. Toutefois, la composante cyclique du secteur agricole montre une avance d'un trimestre par rapport au cycle du PIB.

Tableau 14: Les propriétés cycliques intersectorielles : corrélation croisée avec le cycle économique tunisien

	PIB agr.	PIB man.	PIB nman.	PIB ser.	Ivt. Agr.	Ivt. Man.	Ivt. Nman.	Ivt. ser.	M. agr-ind-agr	M. text.
volatilité	5.7 (0,00)	2,48 (0,00)	3,22 (0,00)	0.8 (0,00)	4,94 (0,004)	5,45 (0,00)	14,5 (0,01)	2,5 (0,00)	13,6 (0,01)	7,6 (0,00)
corrélation	0.59 (0,08)	0.19 (0,13)	0.28 (0,13)	0.69 (0,07)	0,61 (0,07)	-0,16 (0,13)	0,3 (0,11)	0,32 (0,06)	0,15 (0,16)	0.13 (0,19)
	M. indus-meca.	M. autre-ind.	M. energ-lub.	M. min-phos	X. agr-ind-agr	X. text.	X. indus-meca.	X. autre-indm	X. energ-lub.	X. min-phos
volatilité	8,3 (0,00)	5.6 (0,00)	25.0 (0,02)	33.2 (0,04)	18,9 (0,02)	5,9 (0,00)	8,5 (0,00)	8.2 (0,00)	21.5 (0,02)	22.0 (0,03)
corrélation	0,54 (0,11)	0.35 (0,14)	0.32 (0,12)	0.28 (0,12)	0,29 (0,09)	0,23 (0,19)	0,40 (0,14)	0.35 (0,17)	0.33 (0,10)	0.31 (0,11)

Agri-ind. Agro-alimentaires= Agriculture et industries agro-alimentaires; Text. =Textile, habillement et cuir; Indus.Mécan. =Industries mécaniques et électriques ; Autres indust= Autres industries manufacturières; energ-lub. =Energie et lubrifiants ; min-phos =Mines, phosphates et dérivés. M= importations ;X=Exportations ; Ivt.=investissement. Toutes les séries sont en logarithme et filtrées par la méthode de Hodrick-Prescott. Volatilité mesurée par l'écart type. Les corrélations croisées et les écarts types sont calculés par la méthode GMM. Les données sont extraites de l'Institut national des statistiques.

Pour les variables monétaires, les résultats regroupés dans le tableau 13 montrent une corrélation positive et forte (supérieur à 0,26) du PIB avec M_1 et une corrélation faible avec M_2 . Du côté de la corrélation temporelle, les résultats montrent que les pics des deux cycles M_1 et M_2 se manifestent avec deux et trois trimestres de retard par rapport à ceux du PIB.

Pour les crédits intérieurs, la corrélation contemporaine exhibe la contra cyclicité (corrélation négative) de cette variable vis-à-vis du cycle de référence. De plus, à partir des calculs de la corrélation temporelle (tableau 13), les phases du cycle du crédit sont en avance de trois trimestres sur celles du cycle de l'activité réelle. L'indice des prix à la consommation est associé à un coefficient de corrélation faible montrant une indépendance entre les fluctuations du niveau des prix avec celles de l'activité réelle.

Les résultats trouvés montrent un comportement procyclique de la dette extérieure (D.E) avec le cycle économique et une corrélation positive supérieure à 0,26) permettant de conclure à une synchronisation forte entre les deux cycles. Les variables investissements directs étrangers (IDE) et transferts de fonds des immigrés (Rem.) montrent une indépendance de leurs comportements avec l'activité réelle.

La variable climatique étudiée est la pluviométrie (Pluv). A partir du coefficient de corrélation associé à cette variable (tableau 12 et 13), il est constaté un comportement contracyclique significatif de la pluviométrie avec le PIB. Cette corrélation est due en fait à la part importante du secteur agricole dans le PIB.

Pour la variable institutionnelle (Altug et Canova, 2012), il apparaît une forte corrélation entre le comportement cyclique du niveau de corruption et le cycle de l'activité économique globale en Tunisie.

Tableau 15: Les propriétés cycliques intersectorielles: la corrélation croisée temporelle avec le PIB tunisien

	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
PIB agr.	-0.10	-0.20	-0.18	-0.11	0.00	0.15	0.28	0.41	0.53	0.57	0.32	0.11	-0.12	-0.27	-0.40	-0.53	-0.53	-0.39	-0.17
PIB man.	0.28	0.22	0.18	0.16	0.13	0.05	0.01	0.06	0.09	0.18	0.09	0.06	0.01	0.05	0.13	0.16	0.18	0.22	0.28
PIB nman.	-0.10	-0.17	-0.19	-0.04	0.01	-0.01	0.12	0.20	0.20	0.28	0.11	0.12	0.27	0.23	0.11	0.01	-0.0	-0.20	-0.22
PIB ser.	-0.27	-0.28	-0.27	-0.20	0.04	0.35	0.48	0.57	0.61	0.69	0.66	0.40	0.17	-0.04	-0.13	-0.10	-0.06	-0.10	-0.04
Ivt. Agr.	-0.20	-0.23	-0.24	-0.22	-0.14	-0.01	0.17	0.33	0.51		0.68	0.62	0.44	0.14	-0.08	-0.24	-0.30	-0.21	-0.08
Ivt. Man.	-0.19	-0.20	-0.24	-0.27	-0.31	-0.34	-0.37	-0.35	-0.28	-0.17	0.00	0.11	0.24	0.36	0.47	0.55	0.53	0.44	0.37
Ivt. Nman.	-0.43	-0.38	-0.31	-0.24	-0.15	-0.05	0.03	0.12	0.22	0.33	0.39	0.42	0.42	0.38	0.37	0.37	0.36	0.37	0.38
Ivt. ser.	-0.18	-0.10	-0.05	-0.02	0.04	0.09	0.16	0.22	0.26	0.34	0.41	0.48	0.50	0.46	0.37	0.26	0.10	-0.04	-0.18
M. agr-ind-agr	-0.08	-0.13	-0.09	-0.07	-0.11	-0.13	-0.20	-0.10	0.01	0.15	0.19	0.37	0.39	0.27	0.22	0.20	0.11	0.00	0.00
M. text.	-0.11	-0.20	-0.28	-0.22	-0.21	-0.15	0.00	0.00	0.05	0.12	0.17	0.18	0.14	0.09	0.03	0.00	0.05	0.04	0.07
M. indus-meca.	-0.25	-0.35	-0.36	-0.29	-0.18	0.04	0.26	0.21	0.24	0.53	0.63	0.53	0.25	0.05	-0.05	-0.19	-0.22	-0.20	-0.12
M. autre-ind.	-0.10	-0.20	-0.33	-0.33	-0.29	-0.22	-0.09	-0.07	0.09	0.35	0.50	0.62	0.50	0.37	0.28	0.14	0.03	-0.11	-0.16
M. energ-lub.	-0.16	-0.12	-0.11	-0.09	0.04	0.18	0.24	0.24	0.24	0.32	0.33	0.20	0.14	0.03	-0.01	0.00	0.06	0.10	0.03
M. min-phos	-0.14	-0.17	-0.17	-0.18	-0.06	-0.02	-0.02	0.02	0.12	0.28	0.36	0.29	0.19	0.12	0.03	0.02	0.02	-0.00	0.002
X. agr-ind-agr	0.00	0.05	0.01	0.08	0.19	0.14	0.23	0.37	0.38	0.29	0.26	0.31	0.19	-0.02	-0.18	-0.27	-0.25	-0.18	-0.20
X. text.	0.00	-0.12	-0.23	-0.22	-0.29	-0.27	-0.04	-0.05	0.04	0.23	0.27	0.24	0.20	0.15	0.02	-0.05	-0.02	-0.01	-0.05
X. indus-meca.	-0.09	-0.24	-0.28	-0.19	-0.16	-0.08	0.049	0.08	0.24	0.40	0.40	0.35	0.21	0.15	0.07	-0.01	-0.05	0.01	0.02
X. autre-indm	-0.11	-0.12	-0.20	-0.11	0.00	0.00	0.15	0.13	0.23	0.35	0.33	0.32	0.22	0.20	0.09	0.15	0.14	0.14	0.08
X. energ-lub.	-0.26	-0.23	-0.18	-0.06	0.14	0.20	0.32	0.31	0.27	0.33	0.35	0.32	0.26	0.24	0.22	0.19	0.16	0.11	0.06
X. min-phos	-0.12	-0.13	-0.14	-0.19	-0.16	-0.15	-0.16	-0.08	0.10	0.31	0.40	0.407	0.39	0.33	0.21	0.15	0.09	0.00	-0.04

Agri-ind. Agro-alimentaires= Agriculture et industries agro-alimentaires; Text. =Textiles, habillements et cuirs; Indus.Mécan. =Industries mécaniques et électriques ; Autres indust= Autres industries manufacturières; energ-lub. =Energie et lubrifiants ; min-phos =Mines, phosphates et dérivés. M= importations ;X=Exportations ; Ivt.=investissement ; Toutes les séries sont en logarithme et filtrées par la méthode de Hodrick-Prescott. Les données sont extraites de l'Institut national des statistiques.

En résumant, d'après une première analyse statistique des données des variables macroéconomiques tunisiennes, le degré de synchronisation avec le cycle du PIB est le plus fort pour les exportations, les importations, la dette extérieure, l'indice de corruption, la pluviométrie et l'agrégat monétaire M_1 . Les coefficients de corrélation positifs associés à ces variables montrent des comportements pro cycliques vis-à-vis de l'activité réelle.

La forte synchronisation avec le PIB est observée aussi avec les crédits intérieurs mais avec une corrélation négative indiquant le comportement contra cyclique et avancé d'un trimestre de cette variable. Ce résultat conduit à considérer les crédits à l'économie comme une variable stabilisatrice des fluctuations économiques en Tunisie. Les autres variables étudiées, à savoir les IDE, la consommation, le niveau des prix et les transferts de fond des immigrés montrent une absence de corrélation avec le cycle du PIB.

Au niveau sectoriel, il existe une corrélation positive essentiellement entre le PIB et l'investissement dans deux secteurs, les services et l'agriculture. Du côté des importations et les exportations, le coefficient de corrélation le plus fort est enregistré pour les industries mécaniques avec un coefficient largement supérieur à la valeur critique (0,54 pour les importations et 0,4 pour les exportations). Malgré la part importante du secteur textile dans les importations et plus encore dans les exportations de marchandises en Tunisie, le coefficient de corrélation apparaît faible, ne dépassant pas 0,23, ce qui indique la faible contribution des fluctuations des exportations et des importations du secteur textile dans l'ampleur du cycle économique tunisien.

Section III : Synchronisation ou désynchronisation du cycle économique tunisien avec la conjoncture mondiale

Cette section va s'intéresser à l'étude du comportement cyclique des variables macroéconomiques des pays partenaires commerciaux (l'Italie, la France, l'Allemagne) et des Etats-Unis vis-à-vis du cycle économique tunisien, afin d'évaluer statistiquement leur degré de synchronisation, et les classer entre variables stabilisatrices ou amplificatrices des fluctuations de l'économie tunisienne.

III-1- Examen du co-mouvement du cycle de référence tunisien avec la conjoncture économique des PDE

En examinant les niveaux de corrélation entre les cycles des différents pays partenaires et les Etats-Unis, il ressort des résultats du tableau 16 une forte synchronisation entre les pays développés de l'échantillon, en particulier entre les pays européens (coefficient de corrélation proche de 1). Avec les Etats-Unis, le coefficient de corrélation reste fort (entre 0,74 et 0,87) mais plus faible par rapport à celui enregistré entre les trois pays européens de l'échantillon (supérieur à 0,91). Cette forte synchronisation est contemporaine entre les pays européens : le niveau maximum de corrélation est obtenu à l'ordre (0). Par contre, la corrélation temporelle entre les Etats-Unis et les trois autres pays européens montre que les cycles de ces derniers sont en retard de un trimestre vis-à-vis du cycle américain. Ceci montre l'effet positif amplificateur (coefficient de corrélation positif) avancé des fluctuations économiques des Etats-Unis sur celles des économies européennes.

Tableau 16:Corrélation croisée entre les cycles économiques des PPC, des Etats-Unis et de la Tunisie

	France					Allemagne					Italie					Etats-Unis					Tunisie				
	-2	-1	0	1	2	-2	-1	0	1	2	-2	-1	0	1	2	-2	-1	0	1	2	1	-1	0	1	2
France			1	0.8	0.69																				
Allemagne	0.56	0.77	0.91 (0.02)	0.86	0.70			1	0.85	0.63															
Italie	0.63	0.84	0.94 (0.01)	0.87	0.68	0.68	0.86	0.95 (0.01)	0.82	0.58			1	0.8	0.6										
E.U	0.74	0.88	0.87 (0.03)	0.71	0.44	0.67	0.77	0.74 (0.06)	0.55	0.27	0.74	0.84	0.81 (0.04)	0.64	0.39			1	0.8	0.6					
Tunisie	0.39	0.55	0.62 (0.08)	0.56	0.4	0.37	0.43	0.50 (0.09)	0.46	0.38	0.32	0.46	0.53 (0.10)	0.49	0.38	0.22	0.42	0.52 (0.09)	0.54	0.54			1	0.70	0.42

D'après le tableau 16, les coefficients de corrélation croisée d'ordre 0 montrent une forte corrélation positive entre le cycle tunisien et ceux des pays partenaires commerciaux et les Etats-Unis. La corrélation la plus prononcée entre ces quatre pays et la Tunisie est celle de la France. Ce résultat montre le comportement pro cyclique des fluctuations économiques de la France, l'Allemagne, l'Italie, et des Etats-Unis avec le cycle tunisien. Ce qui permet de déduire que les cycles économiques des PDE (PPC et Etats-Unis) ont un effet amplificateur sur les fluctuations économiques en Tunisie.

Du côté de la corrélation temporelle entre les cycles des PPC d'une part et la Tunisie d'autre part, les résultats regroupés dans le tableau montrent que le niveau de corrélation est au maximum d'ordre 0, ceci indique que les pics (les creux) de ces différents cycles coïncident. Cette synchronisation contemporaine du cycle tunisien avec ceux des PPC n'est pas retrouvée avec le cycle économique des Etats-Unis. En effet, la corrélation temporelle associée à la composante cyclique des Etats-Unis montre au maximum des retards de deux trimestres. Ceci indique que le cycle américain est en avance par rapport à celui de l'économie tunisienne de deux trimestres. Ce résultat est conforme à ceux obtenus avec la méthode de datation des points de retournement (BBQ) dans le chapitre I.

Pour la demande intérieure (Dde. Intér) des différents pays, les résultats regroupés dans le tableau 17 montrent une corrélation positive et forte de leurs comportements cycliques vis-à-vis du cycle économique tunisien. Ceci est concrétisé par des coefficients de corrélation contemporains positifs, largement supérieurs à la valeur critique. Ce qui montre que les fluctuations cycliques de la demande intérieure de la France, de l'Allemagne et de l'Italie amplifient celles de l'économie tunisienne instantanément. Pour les Etats-Unis, les demandes intérieures gardent le même comportement pro cyclique par rapport au cycle tunisien. Cependant, les coefficients de corrélation temporelle montrent que le mouvement est en avance de deux trimestres.

Au total, il ressort de ces résultats que la demande intérieure dans les PDE constitue une variable pro cyclique, provoquant un effet amplificateur sur les fluctuations économiques en Tunisie. L'effet généré par les PPC se produit de manière immédiate sur le cycle tunisien, la demande intérieure des Etats-Unis influence l'activité réelle en Tunisie avec un laps de temps avancé de deux trimestres.

L'indice des prix à la consommation (IPC) en France et en Italie montre un coefficient de corrélation faible indiquant une indépendance relative entre les fluctuations des niveaux de prix dans ces deux pays et l'activité économique réelle en Tunisie. Par contre le niveau des prix aux Etats-Unis et en Allemagne fait apparaître un co-mouvement positif avec le cycle économique tunisien.

Pour les taux de change réels présentés par l'indice des prix à la consommation relatifs (IPR) pour chaque pays avec ses partenaires commerciaux (Hairault et Sopraseuth, 2008), les résultats regroupés dans le tableau 16 indiquent l'absence de corrélation entre les fluctuations des taux de change réels des PDE et celles de l'économie tunisienne.

Les coefficients de corrélation associés aux cycles des importations venant de chaque pays sont positifs et largement supérieurs à la valeur critique (0,26), montrant ainsi un comportement pro cyclique des importations et une forte synchronisation avec le cycle économique tunisien. Ce comportement est simultané pour les fluctuations des importations venant de la France et de l'Italie. Les importations venant des Etats-Unis et de l'Allemagne sont en retard d'un trimestre par rapport au cycle économique tunisien. Ceci est exhibé par un niveau de corrélation maximum d'ordre (1).

Tableau 17: La corrélation croisée et temporelle des variables externes avec le PIB tunisien

	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Dde. Intér. France	-0.20	-0.15	-0.08	0.06	0.22	0.40	0.54	0.61	0.66 (0.07)	0.58	0.44	0.29	0.11	-0.01	-0.07	-0.14	-0.17
Dde. Intér. Allemagne	-0.35	-0.25	-0.11	0.02	0.25	0.48	0.55	0.61	0.51 (0.1)	0.39	0.35	0.18	0.03	-0.03	-0.01	0.05	0.09
Dde. Intér. Italie	-0.13	-0.08	0.00	0.12	0.22	0.36	0.44	0.44	0.43 (0.1)	0.34	0.20	0.06	-0.09	-0.15	-0.09	-0.07	-0.01
Dde. Intér. Etats-Unis	0.02	0.06	0.13	0.23	0.32	0.45	0.50	0.48	0.41 (0.1)	0.28	0.13	-0.05	-0.23	-0.30	-0.28	-0.29	-0.26
IPC France	0.16	0.14	0.07	-0.04	-0.10	-0.15	-0.09	-0.05	0.09 (0.1)	0.22	0.18	0.14	0.04	-0.02	-0.05	-0.06	-0.10
IPC Allemagne	0.00	-0.05	-0.13	-0.23	-0.28	-0.29	-0.19	0.02	0.25 (0.1)	0.39	0.46	0.51	0.46	0.40	0.26	0.11	-0.01
IPC Italie	0.04	0.01	-0.02	-0.12	-0.13	-0.23	-0.19	-0.00	0.16 (0.1)	0.20	0.1	0.17	0.17	0.15	0.09	0.05	0.01
IPC Etats-Unis	-0.05	-0.07	-0.06	-0.04	0.00	0.05	0.13	0.31	0.48 (0.06)	0.54	0.40	0.32	0.27	0.22	0.15	0.07	0.01
IPR France	0.20	0.17	0.14	0.06	0.02	-0.03	-0.16	-0.19	-0.18 (0.14)	-0.21	-0.32	-0.36	-0.34	-0.33	-0.32	-0.25	-0.16
IPR Allemagne	0.16	0.12	0.11	0.06	0.02	0.01	-0.12	-0.09	-0.08 (0.14)	-0.15	-0.29	-0.32	-0.30	-0.31	-0.34	-0.28	-0.19
IPR Italie	0.13	0.12	0.13	0.10	0.06	-0.00	-0.14	-0.15	-0.13 (0.14)	-0.18	-0.34	-0.35	-0.30	-0.27	-0.29	-0.25	-0.15
IPR Etats-Unis	-0.04	-0.04	-0.07	-0.12	-0.15	-0.27	-0.26	-0.31	-0.30 (0.13)	-0.17	0.05	0.24	0.37	0.40	0.42	0.45	0.33
M. de la France	-0.24	-0.27	-0.27	-0.19	-0.12	-0.00	0.11	0.30	0.55 (0.13)	0.56	0.51	0.28	0.18	0.10	0.04	-0.0	-0.01
M. de l'Allemagne	-0.19	-0.22	-0.16	-0.05	-0.04	0.08	0.14	0.24	0.38 (0.12)	0.40	0.37	0.18	0.08	0.01	-0.04	-0.06	0.00
M. de L'Italie	-0.17	-0.13	-0.07	-0.01	-0.01	0.10	0.27	0.24	0.34 (0.10)	0.28	0.27	0.14	0.10	-0.05	-0.03	-0.00	-0.03
M. des Etats-Unis	-0.09	-0.03	-0.05	-0.20	-0.16	0.03	0.23	0.28	0.46 (0.09)	0.35	0.31	0.23	0.04	-0.07	-0.15	-0.16	-0.04
X. vers la France	-0.20	-0.23	-0.25	-0.17	-0.1	0.08	0.21	0.35	0.45 (0.08)	0.50	0.34	0.18	0.04	-0.00	0.02	-0.04	-0.00
X. vers l'Allemagne	-0.19	-0.13	-0.12	-0.11	-0.06	-0.09	-0.15	0.02	0.31 (0.12)	0.39	0.39	0.34	0.36	0.34	0.21	0.09	0.02
X. vers l'Italie	-0.14	-0.18	-0.15	-0.09	-0.09	0.04	0.29	0.34	0.39 (0.09)	0.48	0.40	0.28	0.04	-0.15	-0.30	-0.32	-0.16
X. vers les Etats-Unis	-0.09	0.00	0.06	0.01	0.11	0.28	0.36	0.41	0.41 (0.09)	0.39	0.39	0.39	0.15	0.02	-0.02	-0.03	0.00

Chapitre II : Propriétés au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et

degré de synchronisation avec la conjoncture mondiale : faits stylisés

Ti BCE	-0.11	-0.12	-0.07	-0.02	0.04	0.19	0.28	0.38	0.45 (0.12)	0.47	0.34	0.22	0.04	-0.03	-0.04	-0.07	-0.10
TMM EURO	-0.18	-0.16	-0.12	-0.05	0.07	0.15	0.30	0.40	0.44 (0.14)	0.46	0.36	0.33	0.16	0.10	0.12	0.07	0.01
TMM Etats-Unis	0.02	0.05	0.11	0.21	0.33	0.40	0.51	0.48	0.40 (0.13)	0.32	0.26	0.19	0.01	-0.04	-0.02	-0.08	-0.17
IPMP	-0.10	-0.03	0.04	0.17	0.23	0.37	0.44	0.45	0.45 (0.08)	0.36	0.22	0.02	-0.10	-0.16	-0.12	-0.09	-0.03
Ipx du pétrol	-0.12	-0.03	0.01	0.12	0.18	0.32	0.36	0.41	0.46 (0.08)	0.42	0.22	0.08	0.01	-0.01	-0.04	-0.07	-0.07

Dde. Intér= consommation privée+consommation publique+F.B.C.F+Variations des stoks ; IPC=indice des prix à la consommation ; IPR= indices des prix à la consommation relatif ; M=importations ;X=exportations ; Ti BCE= taux d'intérêt de la Banque centrale européenne ; TMM EURO=taux du marché monétaire en zone euro ; TMM E.U= taux du marché monétaire au E.U ; IPMP=indice des prix internationaux des matières premières importées; Ipx du pétrol=indice du prix de pétrole. Les sources des données sont extraites de l'OCDE database, Eurostat et INSEE. Toutes les séries ont été transformées en log, filtrées par la méthode H-P et corrigées des variations saisonnières en utilisant la méthode Census X11.

Pour les fluctuations des exportations par pays de destination, les résultats du tableau 17 montrent aussi un mouvement pro cyclique avec un retard d'un trimestre. Ce qui permet de déduire que les fluctuations des exportations par destination dépendent positivement du mouvement cyclique du PIB tunisien.

Selon Agenor et *al.* (2000), le taux d'intérêt représente une variable importante pour le comportement cyclique des économies et en particulier pour les pays en développement puisque c'est le moyen à travers lequel ces pays peuvent se financer sur le marché international. Pour cela, nous retenons les taux d'intérêt suivants pour la Tunisie : le taux d'intérêt de la Banque centrale européenne (TiBCE), le taux du marché monétaire dans la zone euro (TMM Euro) et aux Etats-Unis (TMM E.U). Les résultats de la corrélation contemporaine montrent un comportement pro cyclique de ces trois taux d'intérêt sur l'activité économique tunisienne, laissant supposer que plus les fluctuations des taux d'intérêt sont importantes et plus les fluctuations de l'activité économique en Tunisie le sont aussi.

L'étude retient aussi les fluctuations des prix internationaux des matières premières importées (IPMP) et de l'indice du prix du pétrole (Ipx de pétrole) sur l'activité réelle de l'économie tunisienne. Il s'avère, d'après le tableau 16, une forte corrélation contemporaine positive entre ces deux variables et l'activité réelle en Tunisie, indiquant donc leur synchronisation et leur effet amplificateur sur le cycle économique tunisien.

En conclusion, les résultats tendent à montrer une corrélation significative (dépassant largement la valeur critique) et une forte synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE.

Pour les demandes intérieures de la France, de l'Allemagne et de l'Italie, les résultats montrent une corrélation contemporaine positive de leurs comportements cycliques vis-à-vis du cycle tunisien et suggère leur rôle amplificateur sur l'économie tunisienne. Pour les Etats-Unis, les demandes intérieures gardent le même comportement pro cyclique vis à vis du cycle tunisien. Cependant, les coefficients de corrélation temporelles y associées montrent que ce comportement est avancé de deux trimestres.

Les variables externes qui ont montré aussi un comportement pro cyclique avec le cycle de référence sont : le taux d'intérêt de la Banque centrale européenne, le taux du marché monétaire dans la zone euro, le taux du marché monétaire des Etats-Unis, l'indice des prix inter-

nationaux des matières premières importées et l'indice du prix de pétrole. Par contre, les variables comme les indices des prix de consommation dans les PDE, et les taux de changes réels mesuré par l'indice des prix à la consommation relatifs ont eu un comportement acyclique.

Pour finir la partie descriptive, le paragraphe suivant s'interroge sur les canaux à travers lesquels peuvent se transmettre les fluctuations internationales à la conjoncture économique tunisienne.

III-2- Les canaux de transmission

Il s'impose ici de s'interroger sur les canaux à travers lesquels peuvent se transmettre les fluctuations internationales à la conjoncture économique tunisienne durant la période 2000 T1-2012T1. Autrement dit, il s'agit d'identifier les déterminants de la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE.

Pour ce faire, le travail va calculer la corrélation dynamique bilatérale entre le cycle de la Tunisie et ses partenaires pour dégager ensuite sa relation avec les différentes variables économiques ayant montré un rôle positif dans la transmission internationale des fluctuations. Précisément, ce sont les variables qui reflètent l'intégration commerciale, financière et les variables monétaires.

La corrélation dynamique est adoptée par plusieurs études, notamment celles de Massmann et Mitchell (2003) et Gayer (2007). Ces auteurs la considèrent comme le moyen le plus apte pour mesurer la synchronisation entre les cycles des pays puisqu'elle présente l'image plus complète et la plus précise de la corrélation dans le temps. Elle est calculée sur une série de fenêtres (un intervalle de temps) en rotation de longueur fixe (dans cette présente thèse le nombre de fenêtres est égal à 3), donnant une dimension continue de l'évolution dans le temps.

Les figures 7 et suivantes représentent les corrélations dynamiques avec différentes variables économiques. Elles permettent de voir si les variables montrent une relation positive (l'ensemble des points suivent une droite de régression ayant une pente positive), la variable étudiée peut dans ce cas être considérée comme un facteur intervenant dans le cycle tunisien. Par contre, si l'ensemble des points sont concentrés horizontalement ou verticalement, il y a absence de relation entre la variable d'une part et la corrélation du cycle tunisien avec les

cycles des autres pays étudiés, pris séparément. Par suite, elle n'est pas considérée comme un déterminant de cette synchronisation.

Afin de distinguer les variables économiques ayant un rôle dans la transmission des fluctuations économiques internationales sur l'économie tunisienne, le travail va essayer de tester trois catégories de variables :

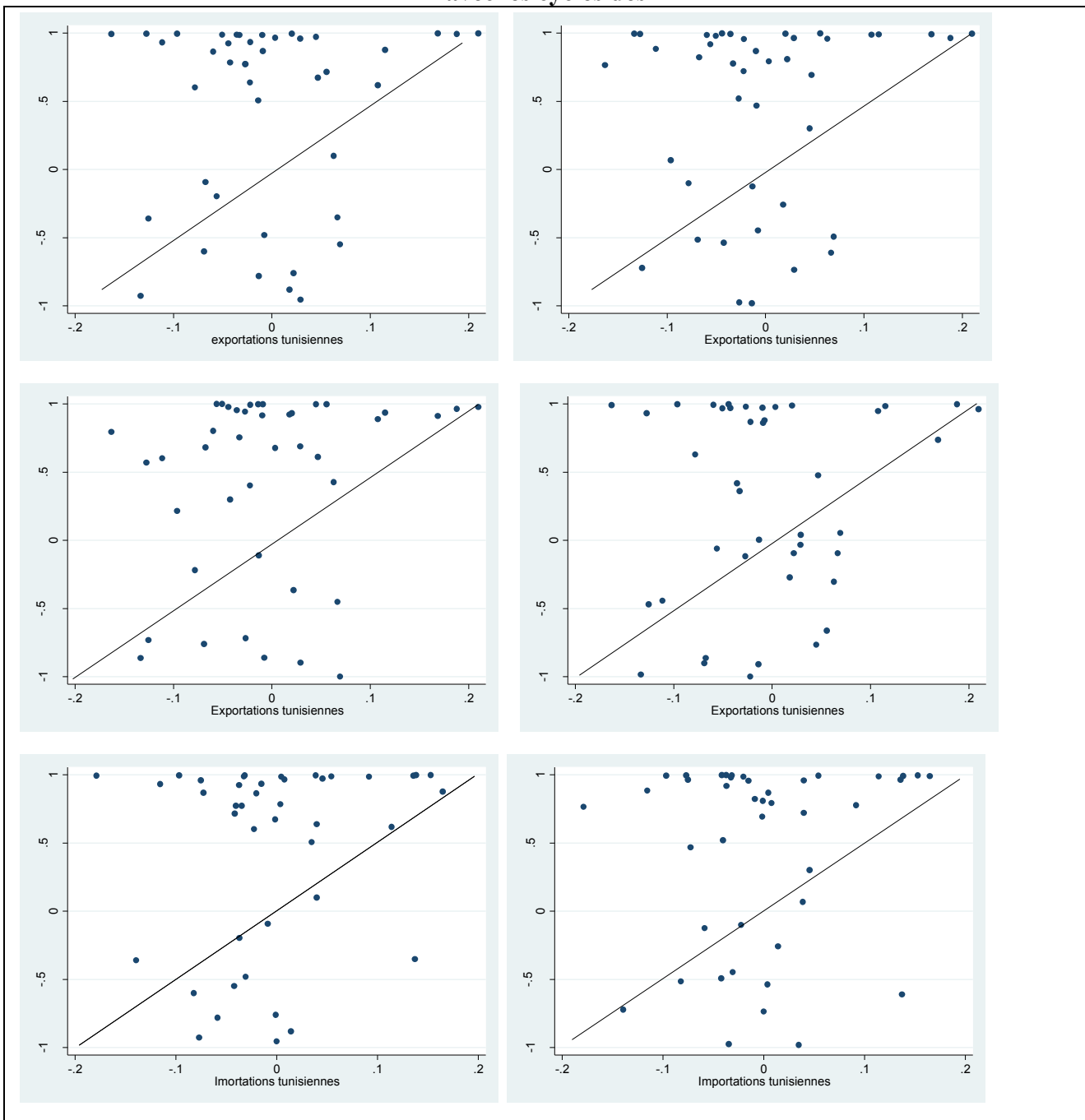
- Les indicateurs réels concernent principalement les exportations et les importations tunisiennes, et les demandes intérieures des pays partenaires commerciaux et des E.U.

- Les indicateurs nominaux à savoir les taux d'intérêt du marché monétaire dans la zone euro et les Etats-Unis et le niveau des prix.

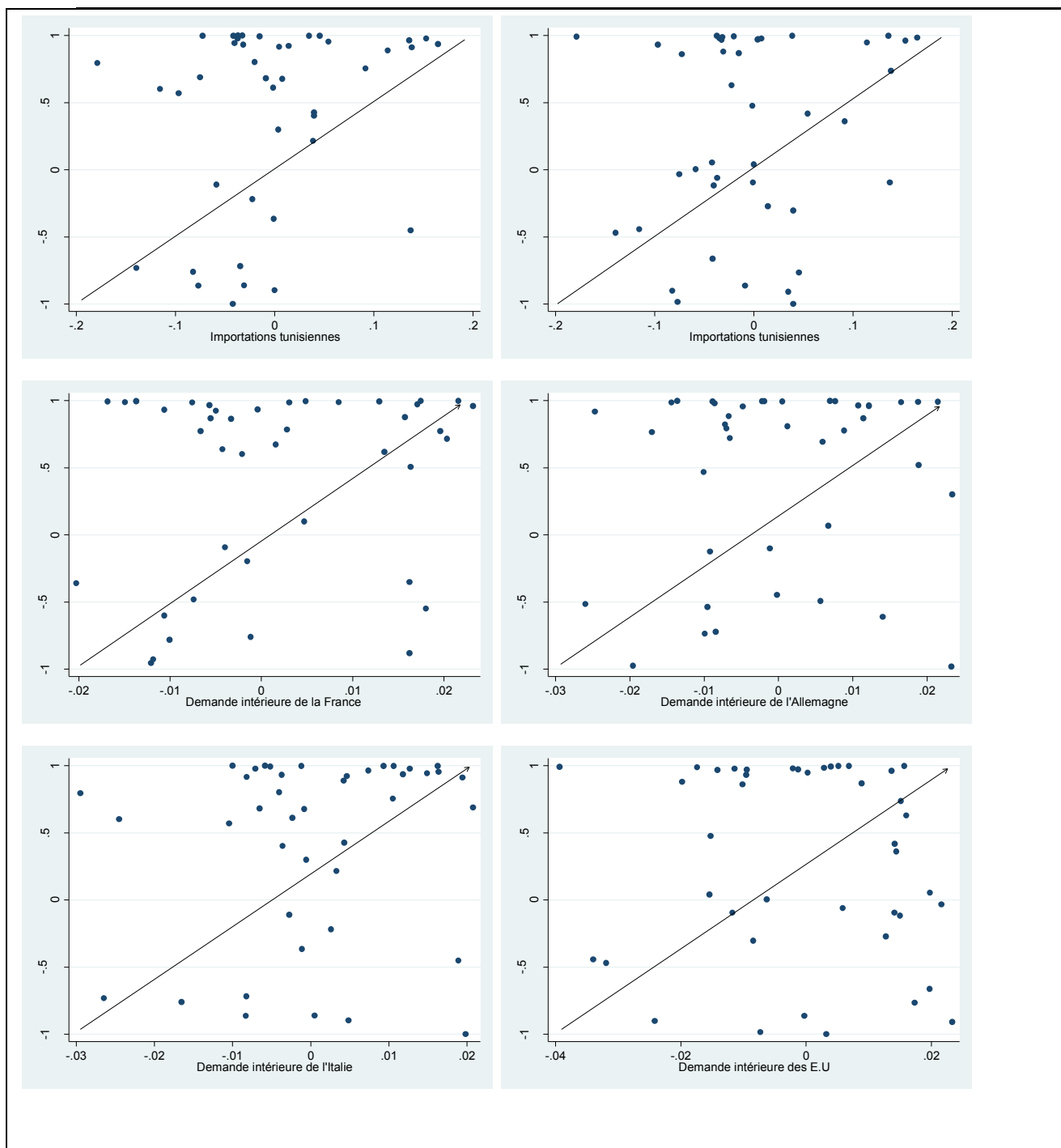
- Les indicateurs financiers présentés par les IDE, la dette extérieure, et les envois de fonds des immigrés.

La figure 7 montre l'ensemble de la dispersion des points formant une allure concentrée autour de la droite de régression. Ce qui indique l'existence d'une relation positive entre les niveaux de synchronisation du cycle tunisien avec ceux des autres pays d'une part, et les trois variables réelles utilisées (les exportations et les importations et les demandes intérieures des pays étrangers), bien qu'elle ne soit pas très stricte (les points ne sont pas alignés sur la droite de régression). Selon Heitz et al. (2006) « une augmentation de la consommation dans un pays conduit à une demande accrue des importations. Il en résulte une augmentation du PIB des partenaires commerciaux de ce pays, et ce, d'autant plus que les économies échangent entre elles, qui elles-mêmes suscitent un surcroît d'échanges commerciaux (effet d'écho). Une plus grande intégration commerciale devrait ainsi favoriser la synchronisation des cycles ».

Figure 7: La relation entre les variables réelles et la synchronisation du cycle tunisien
avec les cycles des PDE



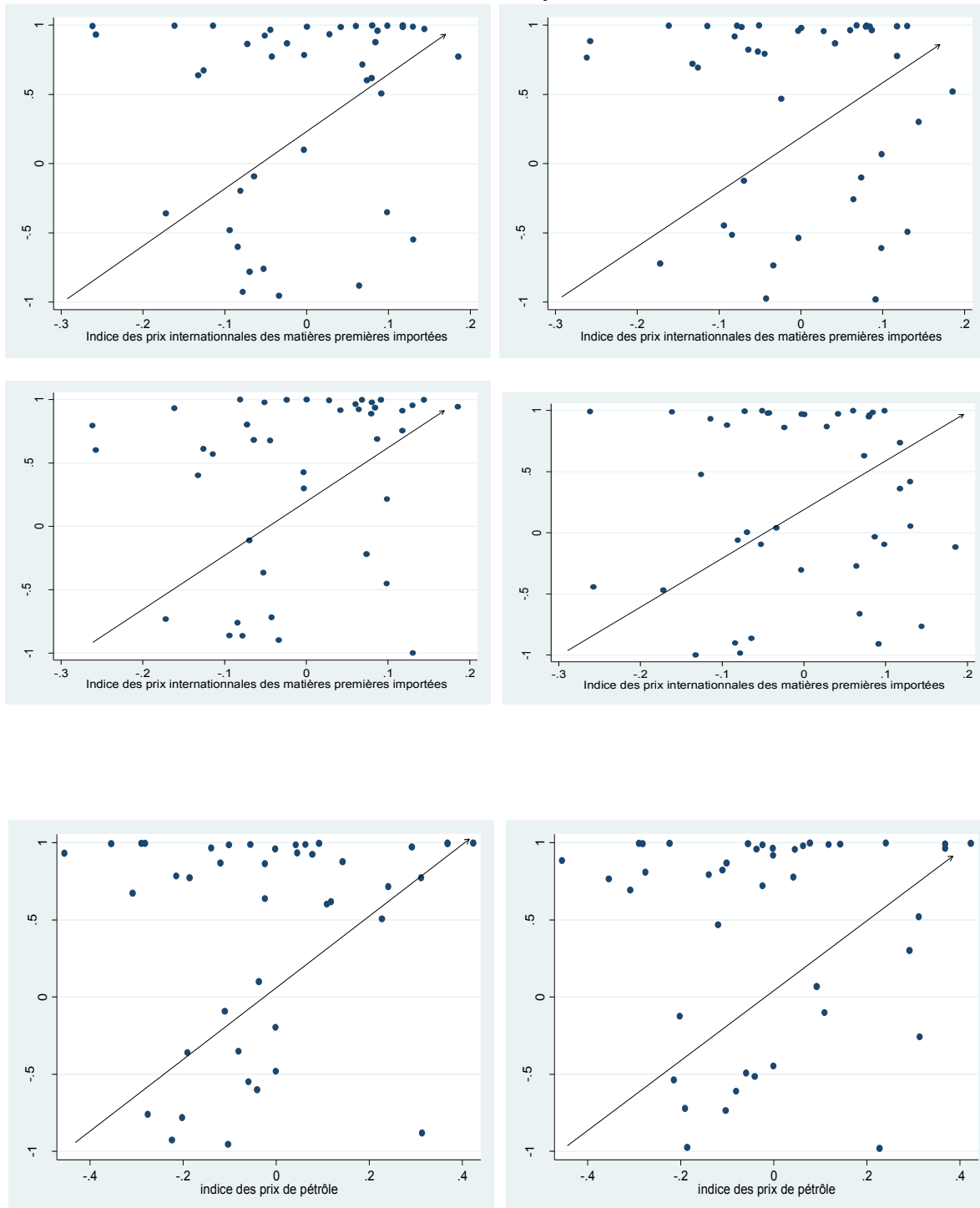
*Chapitre II : Propriétés
au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec
la conjoncture mondiale : faits stylisés*



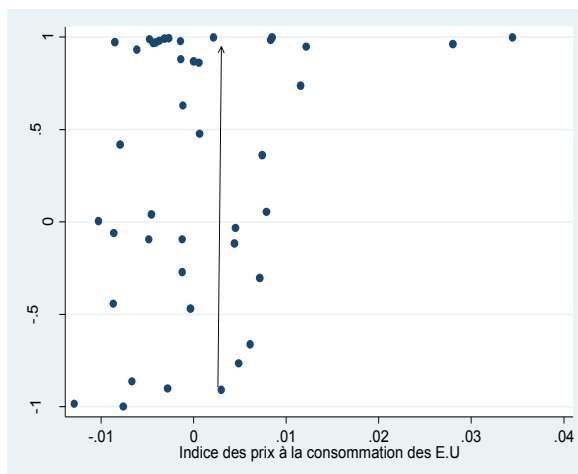
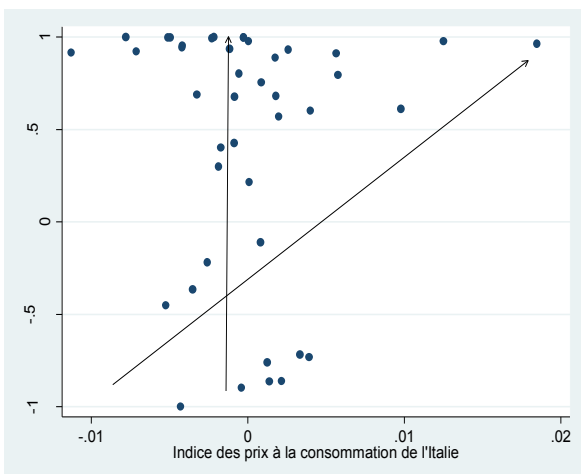
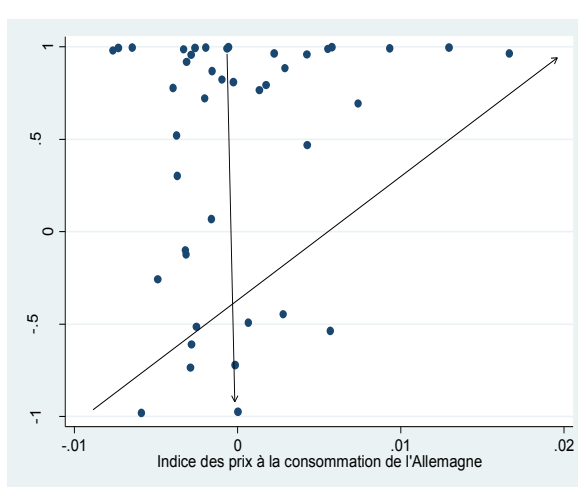
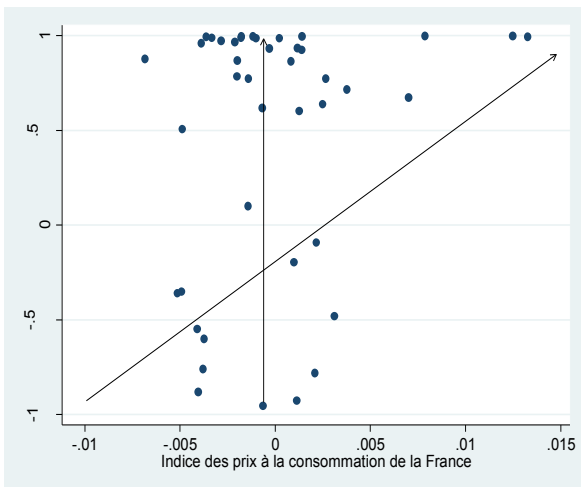
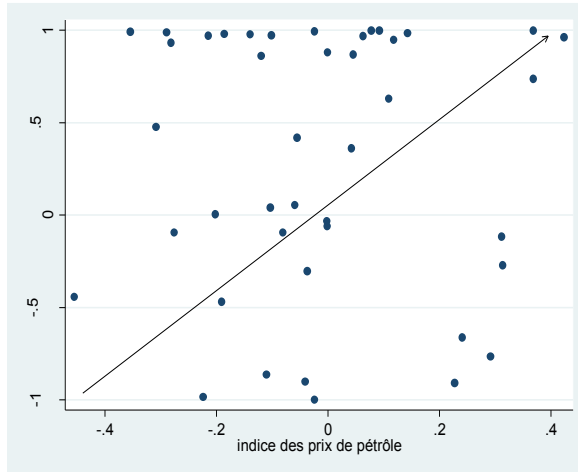
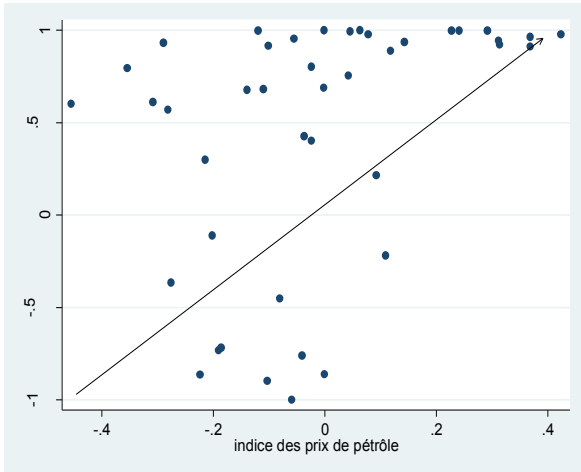
Cette relation positive apparaît aussi avec l'indice des prix internationaux des matières premières importées et l'indice des prix du pétrole indiquant le rôle de ces deux variables dans la détermination de la synchronisation du cycle tunisien avec les PDE (figure 8). Le prix du pétrole a pris une importance grandissante dans les études des transmissions internationales de conjoncture (Kose, Otrok et Whitemann, 2003 ; Backus et Crucini, 2000).

Il en va de même pour les taux d'intérêt du marché monétaire dans la zone euro. Cependant, l'indice des prix à la consommation à l'intérieur de chaque pays partenaire n'indique pas une relation positive avec les niveaux de corrélation entre le cycle tunisien et les PDE

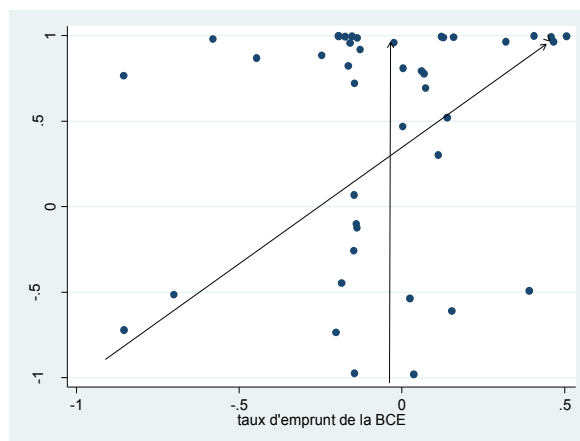
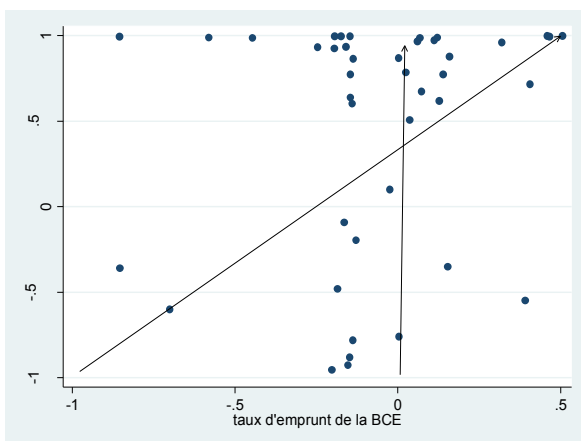
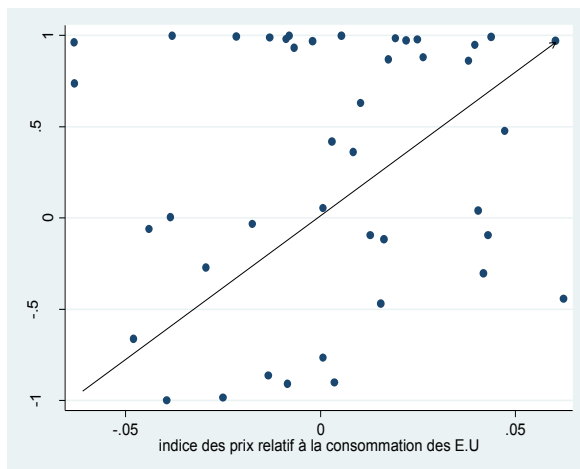
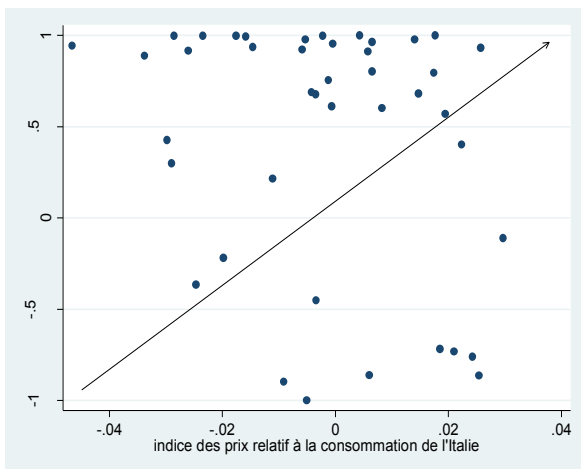
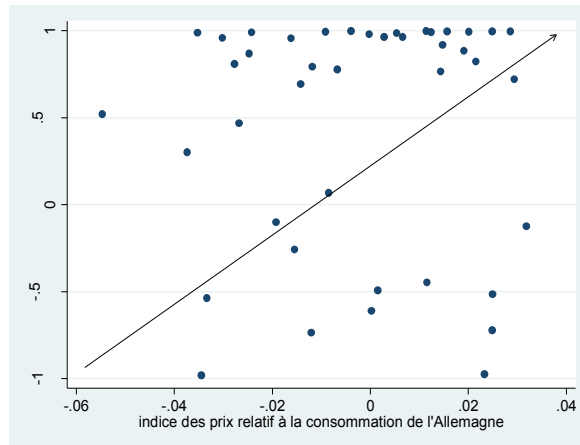
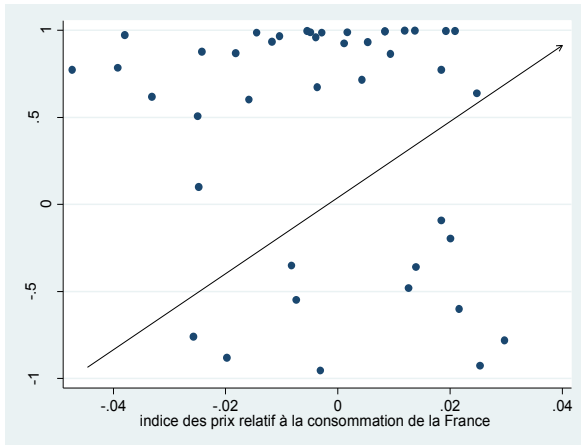
Figure 8: La relation entre les variables nominales et la synchronisation du cycle tunisien avec les cycles des PDE



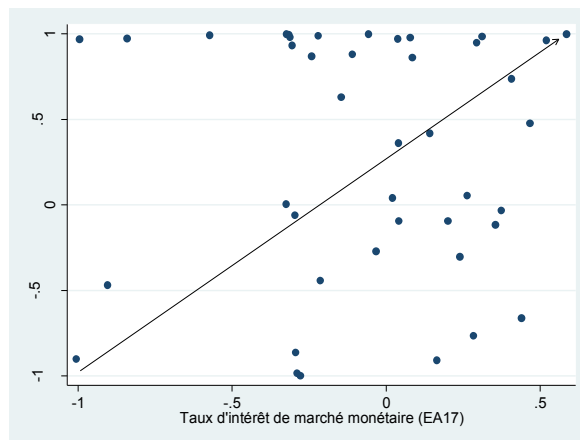
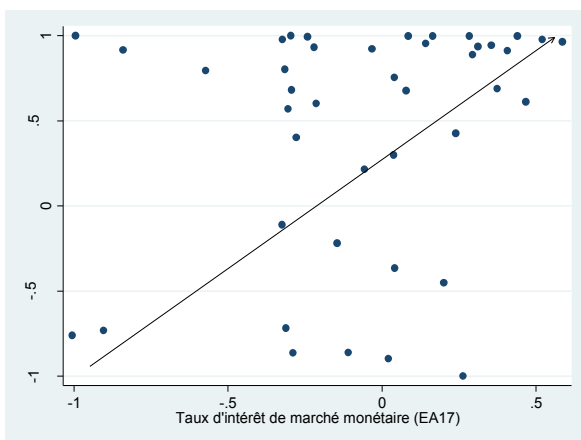
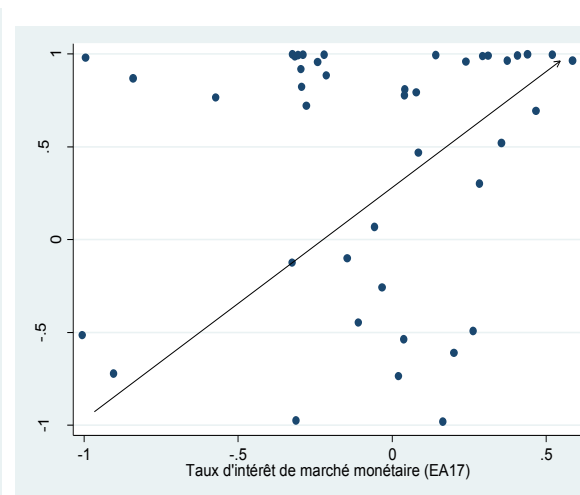
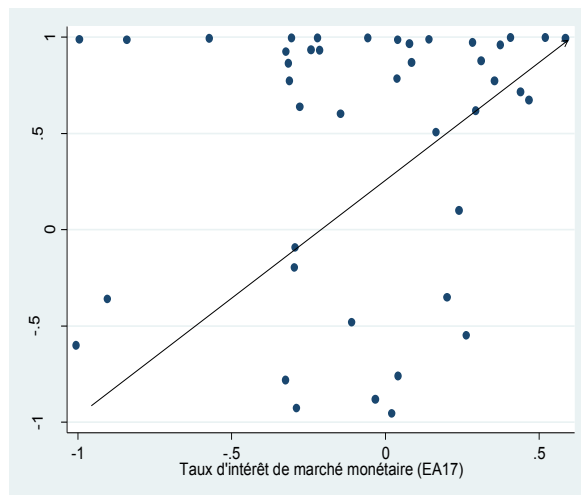
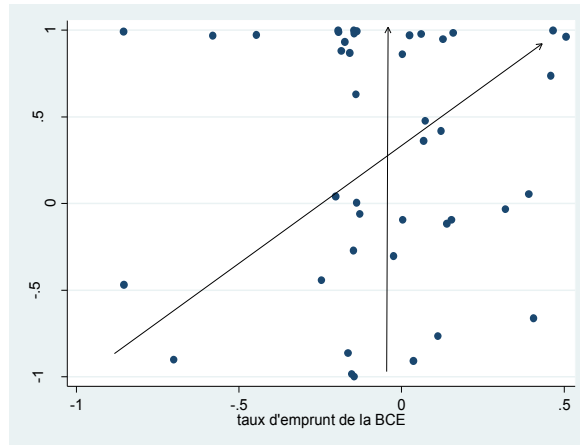
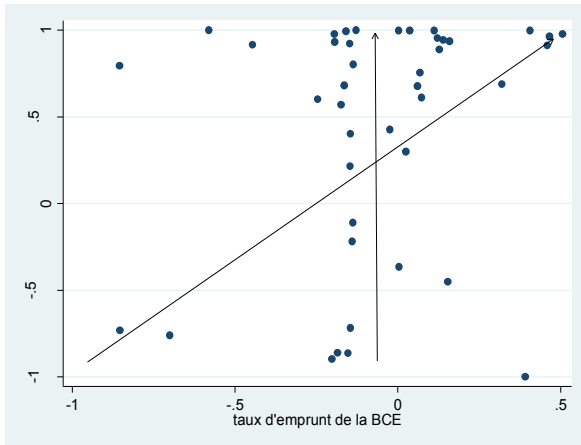
Chapitre II : Propriétés
au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec
la conjoncture mondiale : faits stylisés

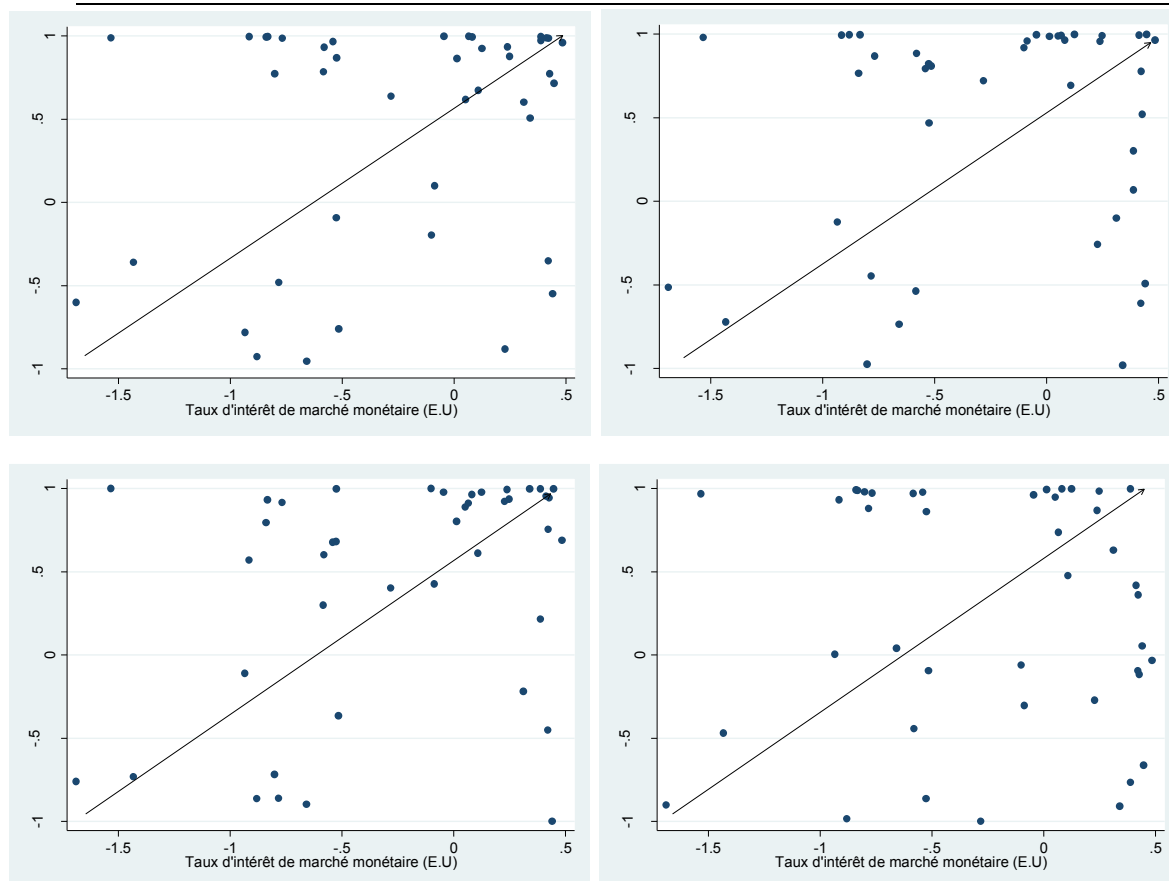


*Chapitre II : Propriétés
au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec
la conjoncture mondiale : faits stylisés*



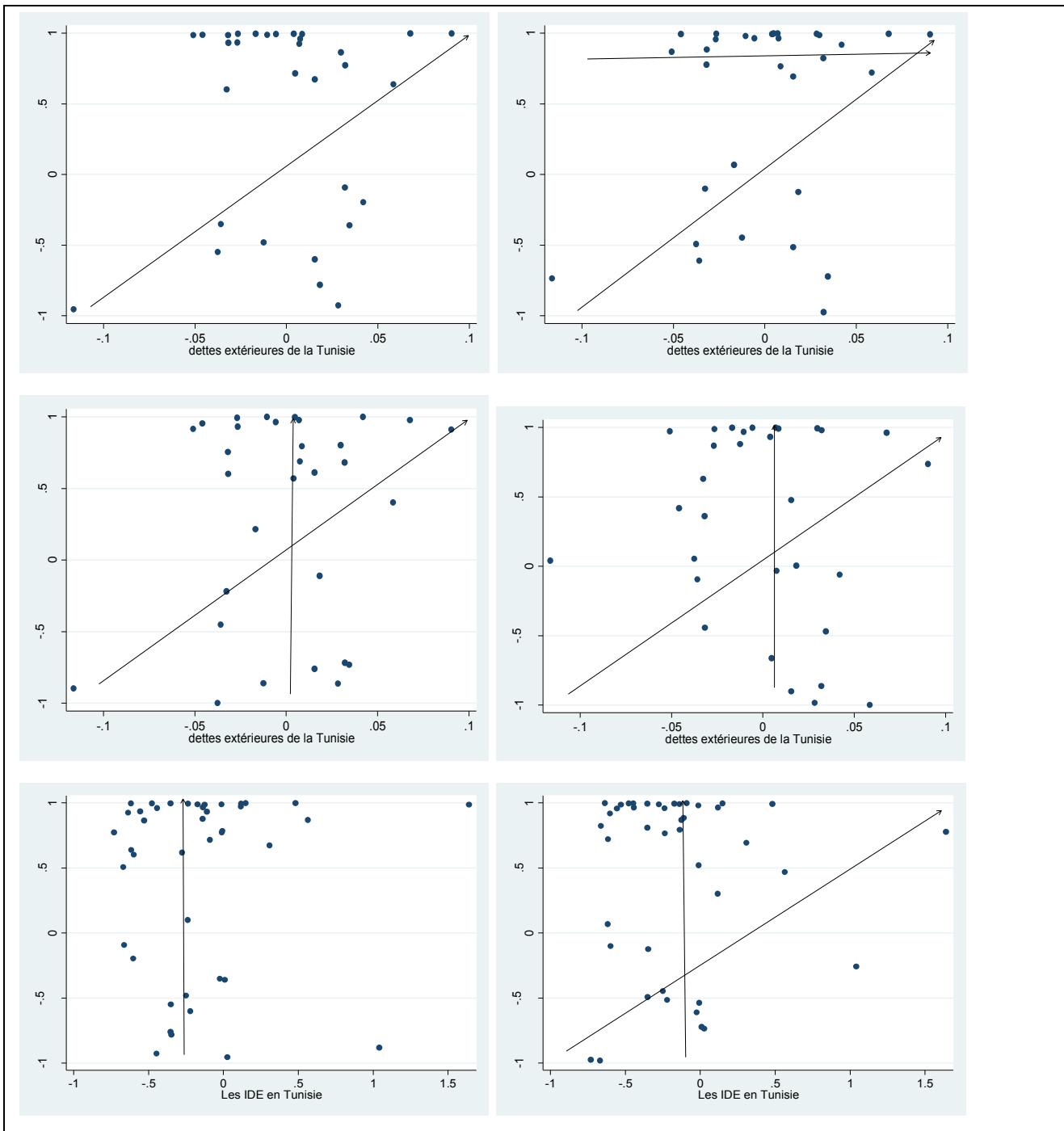
*Chapitre II : Propriétés
au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec
la conjoncture mondiale : faits stylisés*



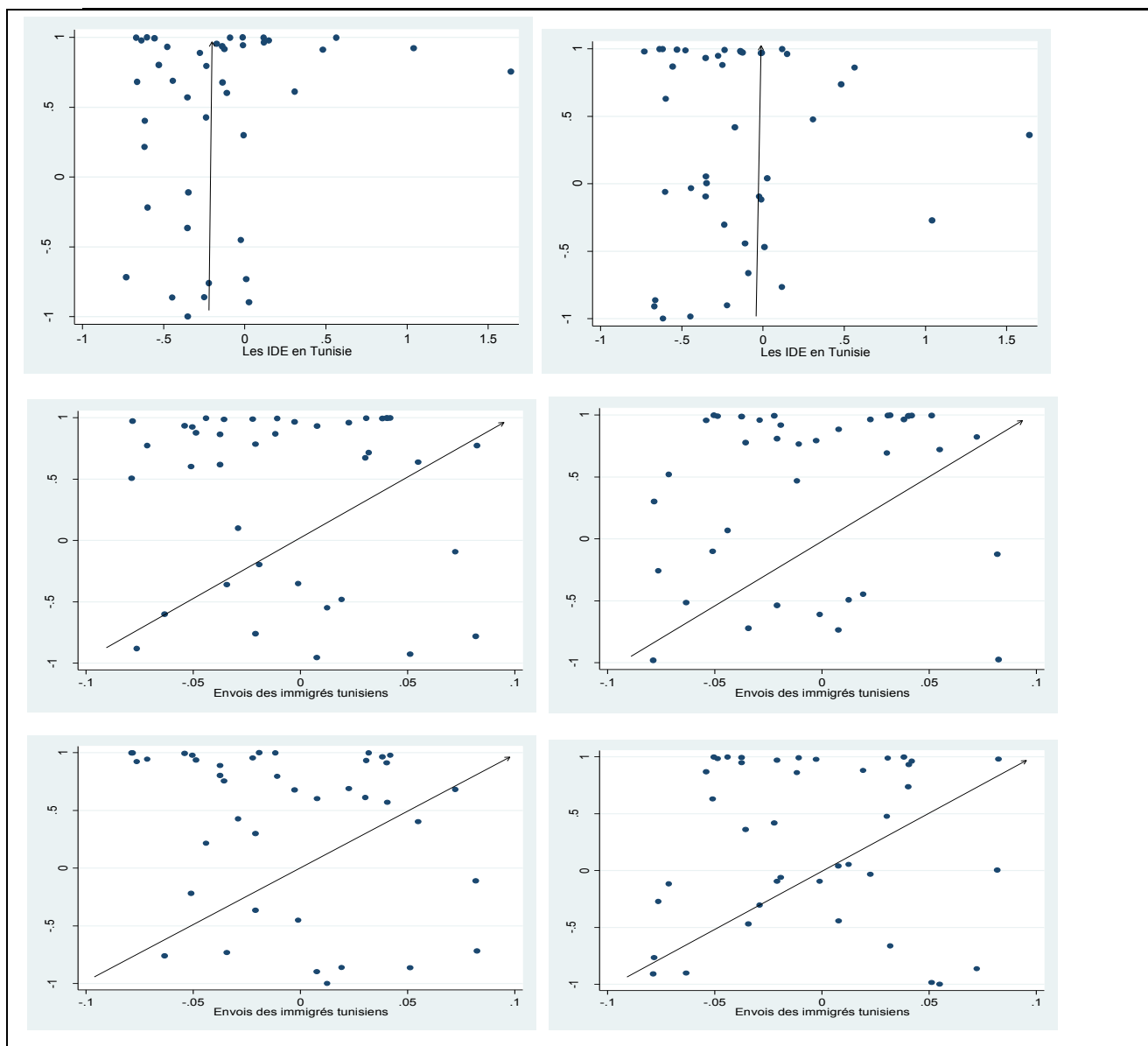


Du côté des variables financières, la figure 9 montre une absence de relation avec le cycle tunisien et les PDE d'une part et les IDE d'autre part, indiquant le faible rôle de cette variable dans la transmission des fluctuations internationales à la conjoncture économique tunisienne. Pour la dette extérieure, la figure montre sa relation plus ou moins positive avec la synchronisation du cycle tunisien et celui de la France. Mais ceci est rejeté par les autres pays, l'Allemagne, l'Italie et les Etats-Unis. Malgré le comportement acyclique des envois des immigrants tunisiens avec l'activité réelle (une corrélation contemporaine faible a été montrée dans le tableau 12), la figure 10 fait apparaître un impact positif de cette variable sur la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE.

Figure 9: La relation entre les variables financières et la synchronisation du cycle tunisien avec les PDE



*Chapitre II : Propriétés
au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec
la conjoncture mondiale : faits stylisés*



En résumé, l'analyse tend à montrer que les fluctuations tunisiennes peuvent se transmettre à travers les exportations et les importations tunisiennes et les demandes intérieures des pays étrangers, l'indice des prix internationaux des matières premières et en particulier le prix du pétrole, les taux d'intérêt des marchés monétaires dans la zone euro et les Etats-Unis.

La dette extérieure montre une relation plus ou moins positive avec la synchronisation du cycle tunisien et celui de la France, ce qui n'est pas le cas des autres pays. Malgré le comportement acyclique des envois des immigrés tunisiens avec l'activité réelle, la relation montre un impact positif de cette variable sur la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE.

CONCLUSION

Ce chapitre a donné une description des propriétés cycliques de l'économie tunisienne au niveau global et par secteur et de son degré de synchronisation avec la conjoncture de ses principaux partenaires commerciaux et des Etats-Unis, durant la période 2000T1-2010T4. En adoptant la méthode des moments (corrélation croisée et corrélation temporelle) pour détecter les variables pro cycliques et contra cycliques, il apparaît que les exportations, les importations, l'investissement, la dette extérieure, l'indice de corruption, et la masse monétaire M_1 montrent un comportement pro cyclique vis-à-vis de l'activité réelle.

Une forte synchronisation avec le PIB est observée aussi avec les crédits intérieurs et la pluviométrie mais avec une corrélation négative indiquant le comportement contra cyclique et avancé d'un trimestre (à partir de la corrélation temporelle pour les crédits intérieurs). Ce résultat conduit à considérer le crédit intérieur et la pluviométrie comme des variables stabilisatrices des fluctuations économiques en Tunisie. Les variables telles que les IDE, la consommation, le niveau des prix et les envois des immigrés, ont montré un comportement acyclique, une absence de corrélation, avec le cycle du PIB.

Au niveau sectoriel, le cycle tunisien a montré une corrélation positive, essentiellement avec l'investissement dans les services et l'agriculture. Du côté des importations et des exportations, le coefficient de corrélation le plus fort est enregistré pour le secteur des industries mécaniques avec un coefficient largement supérieur à la valeur critique (0,54 pour les importations et 0,4 pour les exportations). Malgré la part importante du secteur textile dans les importations et plus encore dans les exportations de marchandises en Tunisie, le coefficient de corrélation apparaît faible, ne dépassant pas 0,23, ce qui indique la faible contribution des fluctuations des exportations et des importations du secteur textile dans l'amplitude du cycle économique tunisien.

Concernant les fluctuations internationales, les résultats ont montré une corrélation significative (dépassant largement la valeur critique) et montrant une forte synchronisation entre le cycle tunisien avec ceux des PDE. Concernant les demandes intérieures de la France, l'Allemagne et l'Italie, les résultats montrent une corrélation contemporaine positive de leurs comportements cycliques avec le cycle économique tunisien, ce qui montre leur rôle amplificateur sur l'économie Tunisienne dans le trimestre même.

Pour les Etats-Unis, la demande intérieure a aussi un effet pro cyclique vis-à-vis du cycle tunisien, mais en avance de deux trimestres. Les variables externes montrent aussi un comportement pro cyclique avec le cycle tunisien : le taux d'intérêt de la Banque centrale européenne, le taux du marché monétaire dans la zone euro, le taux du marché monétaire aux Etats-Unis, l'indice des prix internationaux des matières premières importées et l'indice du prix du pétrole. Par contre, les variables comme l'indice des prix à la consommation dans les PDE et les taux de change réels, mesurés par l'indice des prix à la consommation relatifs, ont un comportement acyclique.

Pour les canaux de transmission de ces fluctuations, l'analyse a pu montrer que les fluctuations des PDE peuvent se transmettre sur l'économie tunisienne à travers :

- Les demandes intérieures des PPC qui affectent directement les exportations, et les importations tunisiennes
- Les envois de fonds des immigrés tunisiens.
- Les prix internationaux des matières premières, en particulier le prix du pétrole.
- Les taux d'intérêt des marchés monétaires dans la zone euro.

Ces faits stylisés nous permettent de conclure que le cycle économique tunisien est plus ou moins sensible à trois catégories de variables étudiées – réelles, monétaires et financières – ce qui confirme la théorie de la nouvelle synthèse néoclassique.

Ceci nous conduit à s'interroger : à quel degré la nouvelle synthèse néoclassique peut être appliquée sur l'économie tunisienne ? Le chapitre suivant aura pour objet de répondre à cette question tout en essayant de valider économétriquement les résultats des faits stylisés en adoptant deux modèles économétriques (le modèle VAR structurel et le modèle à facteur inobservable). Et dans le but aussi de voir la compatibilité de ces faits avec les résultats issus d'une estimation économétrique.

CHAPITRE III : Une évaluation des chocs externes et internes sur le cycle économique tunisien : application de la nouvelle synthèse néoclassique

Afin de valider économétriquement les faits stylisés du premier et deuxième chapitres, le troisième chapitre tente de savoir à quel degré la nouvelle synthèse néoclassique peut s'appliquer à l'économie tunisienne. Il est organisé autour de trois sections. La première section présente les différents courants de la nouvelle synthèse néoclassique, l'apport de la théorie des cycles réels et des monétaristes. La deuxième section propose une validation économétrique des résultats des faits stylisés du deuxième chapitre en adoptant un modèle VAR structural. La troisième et dernière section étudie le degré de la synchronisation du cycle économique tunisien avec la conjoncture mondiale en adoptant le modèle dynamique à facteur inobservable de Stock et Watson.

Section I : La nouvelle synthèse néoclassique : une synthèse des théories des cycles

Goodfriend et King (1997) considèrent qu'une synthèse des théories des cycles devrait reposer sur trois principes : la volonté de fournir des conseils pratiques à la politique macroéconomique, la conviction qu'à court terme la rigidité des prix est à l'origine des fluctuations économiques, une avancée dans la modélisation macroéconomique en utilisant l'approche d'optimisation couramment utilisée en microéconomie. En se basant sur ces trois principes la nouvelle synthèse néoclassique combine des éléments classiques et keynésiens.

Sur le plan méthodologique, la nouvelle synthèse implique l'application des méthodes d'optimisation inter-temporelle et des anticipations rationnelles des modèles classiques. Elles sont appliquées aux décisions de prix et de production au cœur des modèles keynésiens, nouveaux et anciens, ainsi que de la consommation, l'investissement et les décisions d'allocation des facteurs qui sont au cœur des modèles classiques et de la théorie des cycles réels (TCR). En outre, la nouvelle synthèse incarne aussi les idées des monétaristes, comme Milton Friedman et Karl Brunner, concernant la théorie et la pratique de la politique monétaire (Clarida, Gali et Gertler, 1999 ; Galí, 2009 ; Blanchard et Galí, 2007, 2010, Galí et Gertler, 2007).

I-1- La synthèse néoclassique

Fondée par Paul Samuelson, la synthèse néoclassique se présente comme l'analyse du point de vue keynésien de la détermination des cycles d'affaires, résultant des variations de la demande globale, en raison de la rigidité des salaires et des prix.

La base macroéconomique de la synthèse néoclassique est le modèle IS-LM (Goodfriend et King, 1997). Initié par Hicks (1937), le modèle IS-LM est considéré comme la formalisation mathématique de la théorie keynésienne. Le modèle est une approche de l'équilibre macroéconomique de court terme. Il insiste sur le rôle de la demande agrégée et son impact sur l'équilibre macroéconomique de court terme. Initialement, la version de Hicks a été utilisée pour expliquer comment la production et les taux d'intérêt seraient affectés par divers chocs et des réponses politiques alternatives (King, 2000).

Le principal apport du modèle réside dans la détermination simultanée, en économie fermée, du revenu national et du taux d'intérêt à partir d'une interaction entre les marchés des biens et des services (IS) et le marché de la monnaie (LM). Pour cela le modèle est représenté par l'interaction de deux courbes.

La courbe (IS): elle représente l'ensemble des combinaisons de taux d'intérêt (i) et de revenus (Y) qui assurent l'équilibre sur le marché des biens et des services. Sur ce marché, le niveau général des prix étant donné, l'offre globale (Y) correspond au revenu, qui se partage entre la consommation (C) et l'épargne (S). $Y = C + S$

- La demande globale (D) se décompose en consommation (C) et investissement (I), ($D=C+I$), et l'équilibre entre l'offre et la demande dépend donc de l'équilibre entre l'investissement et l'épargne ($I=S$ implique $Y=D$).

- L'investissement est une fonction décroissante du taux d'intérêt (car la hausse des taux d'intérêt, en augmentant le coût de financement pour les entreprises, réduit le montant des investissements rentables). L'épargne est fonction croissante du revenu.

Ainsi, la courbe IS représente les couples de valeur (Y, i) compatibles avec la réalisation de l'équilibre sur le marché des biens et des services ($I=S$) ; la pente de IS est négative : si i diminue, I augmente, alors S doit augmenter aussi ($I=S$) ; cela présuppose que Y augmente également, donc i et Y varient en sens inverse (cette pente est d'autant plus forte que l'investissement est moins sensible aux variations du taux d'intérêt).

La courbe LM : elle représente l'ensemble des combinaisons de taux d'intérêt (i) et de revenu (Y) qui assurent l'équilibre sur le marché monétaire. Sur ce marché, l'offre M est déterminée par la politique de la Banque centrale. La demande, L (pour liquidité), se partage en une demande d'encaisses de transaction ($L1$) et de spéculation ($L2$).

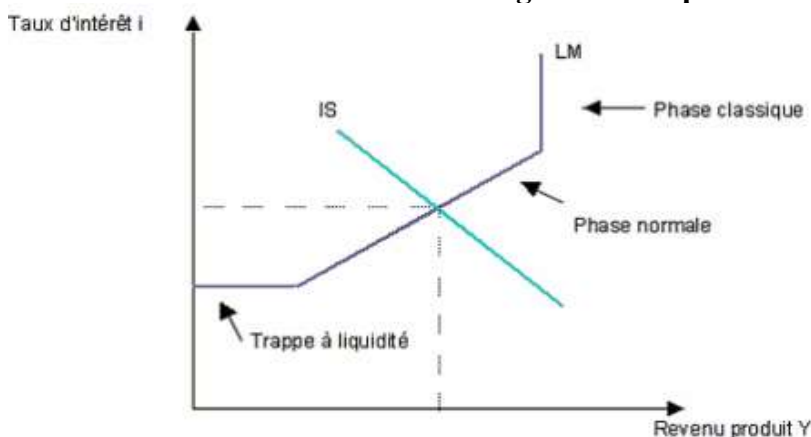
La demande d'encaisse de transaction est une fonction croissante du niveau du revenu (plus on est riche, plus on dépense... et plus on a besoin de moyens de paiement).

La demande d'encaisse de spéculation $L2$ s'explique ainsi : les spéculateurs conservent leurs encaisses monétaires lorsque les cours des titres financiers sont élevés, car ils anticipent alors une baisse. Ils les utilisent au contraire pour acheter des titres quand les cours sont bas, espérant réaliser une plus-value. $L2$ est une fonction décroissante du taux d'intérêt car le cours des titres varie en sens inverse du taux d'intérêt, $L2 = L2(i)$. La condition d'équilibre est donc donnée par $M = L1(Y) + L2(i)$.

La courbe LM représente les couples de valeur (Y, i) compatibles avec cet équilibre. Sa pente est positive dans la "phase normale". La partie horizontale de la courbe correspond à la "trappe à liquidité" (le taux d'intérêt est tellement faible que la monnaie est épargnée) et la partie verticale à la "phase classique" (il n'y a plus de thésaurisation, toute la monnaie est placée).

L'équilibre IS-LM : l'intersection des courbes IS et LM donne le couple de valeurs (Y, i) compatible avec l'équilibre sur le marché des biens et des services et sur le marché de la monnaie.

Figure 10: L'équilibre IS-LM



McCallum et Nelson (2000) ont critiqué les principes fondamentaux du modèle IS-LM de la manière suivante : (i) le modèle IS-LM présume que les prix sont rigides, (ii) le modèle IS-LM ne fait pas distinction entre le taux d'intérêt réel et nominal, (iii) il ne tient pas compte des différents types d'actifs, (iv) le modèle doit être étendu au-delà du court terme, (v) le stock de capital est fixe, (vi) le modèle n'est pas le produit d'une maximisation des comportements des agents économiques rationnels.

Pour (i) et (ii), McCallum et Nelson (2000) affirment que les fonctions IS et les fonctions LM représentent le comportement des agrégats de demande et d'offre, et le modèle IS-LM nécessite la prise en compte de la variabilité des prix et la distinction entre valeurs nominales et réelles. Pour la critique (iii), le modèle doit regrouper les actifs en deux catégories : monnaie et obligations. Il n'y a pas de distinction entre bons du trésor, titres commerciaux, obligations privées et publiques à long terme ou capital physique. Ils sont tous considérés comme des avoirs non monétaires. D'où beaucoup de questions sur le plan macroéconomique ou monétaire ne peuvent pas être saisies par le modèle IS-LM.

Sur les critiques concernant l'analyse statique du modèle IS-LM et le capital fixe, les auteurs considèrent que ces deux aspects sont liés. Ils affirment qu'il est faux de travailler à court terme avec une analyse alors que l'approche macroéconomique des anticipations rationnelles est dynamique. Les derniers partisans du modèle IS-LM se sont donc dirigés vers les phénomènes d'anticipation, d'adaptation progressive à divers chocs, et les conséquences en dynamique de politiques alternatives.

Pour Goodfriend et King (1997), la synthèse néoclassique a généré un certain nombre d'avancées dans les années 1950 et 1960 pour faire de ce modèle IS-LM un cadre micro-macroéconomique plus cohérent et pouvant incorporer des éléments dynamiques nécessaire pour la modélisation macroéconomique.

En tenant compte du degré de rigidité des prix à court terme dans la synthèse néoclassique, la politique monétaire a été reconnue comme pouvant avoir des effets puissants. Les praticiens de la synthèse néoclassique ont retenu que la politique monétaire pourrait agir sur l'inflation. Goodfriend et King (1997) argumentent ce propos par l'avis de Okun (1970) qui affirme que "la solution de base de l'inflation est d'éliminer ou de compenser sa cause : ré-

duire suffisamment la demande globale par la politique budgétaire ou monétaire pour que les dépenses n'excèdent pas l'offre de marchandises".

Donc, selon Goodfriend et King (1997) la politique monétaire dans la synthèse néoclassique a été considérée comme un instrument important qu'il faut adapter pour contrôler l'inflation.

I-2- La théorie des cycles réels

L'importance de la théorie des cycles réels (TCR) (Kydland et Prescott, 1998; Long Jr et Plosser, 1983; Prescott, 1986; Plosser, 1989; King et Plosser, 1984; Backus et Kehoe, 1992; Backus, Kehoe et Kydland, 1992) se manifeste à la fois sur les plans méthodologique et théorique.

Du point de vue méthodologique, la TCR a établi l'utilisation des modèles d'équilibre général dynamique et stochastique comme l'outil principal dans l'analyse macroéconomique. Ces modèles consistent d'une part en une optimisation inter temporelle de la consommation et de l'offre de travail, d'autre part en une optimisation inter temporelle de l'investissement et de la demande de travail, découlant des décisions des entreprises afin de maximiser leurs profits. Le comportement des ménages et des entreprises sont ensuite combinés en un équilibre général, dans lequel les quantités et les prix sont déterminés simultanément (Galí, 2009; Goodfriend et King, 1997).

Du point de vue théorique, la TCR est basé sur trois principes. Premièrement, les fluctuations économiques observées dans les pays développés peuvent être expliquées comme des productions d'équilibre efficient suite à une réponse de l'économie à des chocs exogènes sur des variables réelles dans un marché en concurrence pure et parfaite. De ce fait, les fluctuations des modèles des cycles réels peuvent être optimales. La stabilité n'est pas nécessaire et elle peut être contre-productive.

Deuxièmement, les chocs d'offre sont la source des fluctuations économiques, le choc pouvant provenir de la productivité ou du progrès technique (mesurée par le résidu de Solow). Pour définir le résidu de Solow, Goodfriend et King (1997) écrivent la fonction de production à rendement d'échelle constant en fonction du capital et du travail qui varie dans le temps suite à un choc de productivité modifiant (a) comme suit:

$$y_t = a_t F(n_t, k_t).$$

Dans les modèles des cycles réels, selon Goodfriend et King (1997), le choc de productivité possède deux effets. Le premier est qu'il augmente ou baisse la production, comme c'est montré dans la décomposition de Solow :

$$\frac{dy_t}{y_t} = \left(s_n \frac{dn_t}{n_t} + s_k \frac{dk_t}{k_t} \right) + \frac{da_t}{a_t}$$

où s_n et s_k sont respectivement les produits marginaux de travail et de capital. Le deuxième effet du choc de productivité sur l'activité macroéconomique réside dans son effet sur les produits marginaux (effet de substitution) qui affectent les ménages et la dynamique de l'économie.

En effet, une augmentation de la productivité par exemple, peut inciter les ménages à travailler plus (réduire les loisirs et reporter certaines consommations). Les modèles des cycles réels expliquent les réponses de l'activité macroéconomique en termes d'effet de richesse et de substitution sur les ménages. Ces travaux insistent sur les facteurs de production et les interrelations entre les secteurs pour comprendre la persistance et le comouvement des séries macroéconomiques (King et Plosser, 1984).

Pour Plosser (1989), la réponse des agents économiques à un choc positif de productivité peut se manifester dans la période courante et future. L'auteur considère qu'une augmentation temporaire de la productivité va permettre au ménage de consommer l'excédent de la production en considérant l'investissement et l'offre de travail fixe. De plus le choc de productivité n'est pas totalement absorbé dans la période courante. Étant donné les opportunités technologiques, le consommateur va apprécier et arbitrer entre la consommation et le loisir futur. De manière générale, un choc temporaire de productivité se propage en induisant une augmentation de l'investissement, de la production, de la consommation et du loisir dans le futur.

Plosser (1989) souligne aussi que si le choc de productivité est persistant, la réponse des agents économiques peut être différente. Une augmentation plus persistante de la productivité, par exemple, peut conduire à une hausse de la richesse suite à une augmentation de la production. Ceci incite le ménage à réduire son épargne pour une consommation courante plus élevée. Le consommateur est incité aussi à offrir plus de travail dans la période courante

parce que l'effet de richesse est plus fort par rapport à l'effet de substitution. En bref, un choc de productivité stochastique produit une variation dans la production, la consommation, l'offre de travail et l'investissement sur plusieurs périodes et il y a un optimum de Pareto, même en présence de fluctuations économiques.

L'introduction de la monnaie dans un modèle des cycles réels a été fait uniquement par Cooley et Hansen (1988) et King et Plosser (1984). Ces derniers ont étudié un modèle dynamique stochastique d'équilibre général en ajoutant un secteur financier comme secteur intermédiaire pour la production de bien final. Les auteurs soulignent que dans les modèles des cycles réels le comouvement positif entre la production réelle, les crédits et les services de transaction est le résultat de l'équilibre général des décisions de production des firmes et de la consommation des ménages.

La synchronisation de ces variables dépend de la source de variation dans la production. Un mouvement soudain dans la production entraîne un changement des conditions initiales comme la consommation, l'investissement et les heures de travail. Un choc stochastique positif de la productivité conduit un niveau d'investissement net plus élevé et une augmentation des heures de travail, par conséquent une hausse au niveau de la production réelle. Durant cette phase d'expansion, les firmes du secteur financier vont augmenter le volume de crédit.

Le mouvement dans la production des biens finaux induit un volume élevé de services de transactions demandés par les firmes et les ménages. D'autre part King et Plosser (1984) suggèrent qu'il est important dans le modèle de lier les flux de services de transaction au stock de dépôts (monnaie interne). Dans l'hypothèse où les flux des services de transaction sont proportionnels aux dépôts, le modèle en déduit que la monnaie interne est positivement corrélée avec la production.

Cooley et Hansen (1988) introduisent la monnaie dans un modèle des cycles réels en essayant de voir le changement des caractéristiques cycliques et le comportement des variables réelles à la suite d'une variation du taux de croissance de la masse monétaire M_1 et d'une variation du taux de croissance des prix. Le travail consiste en une simulation du modèle dynamique stochastique d'équilibre général. Les auteurs utilisent des données trimestrielles du PNB, de la consommation, de l'investissement, du stock de capital, les heures de travail, la productivité, l'indice des prix à la consommation et le déflateur du PNB pour les Etats-Unis de 1955T3 à 1984T1.

Les auteurs montrent qu'une inflation anticipée peut avoir un effet significatif sur les valeurs de long terme des variables réelles. Le modèle de Cooley et Hansen (1988) prévoit que le cycle économique reste le même quel que soit le taux d'inflation, sauf quand l'offre de monnaie est injectée de manière non anticipée par les agents. L'article insiste sur le fait que l'influence la plus importante de la monnaie sur les fluctuations à court terme est produite par l'influence de l'offre de monnaie sur les anticipations des prix relatifs.

Les tentatives de Cooley et Hansen (1988) et King et Plosser (1984) pour introduire un secteur monétaire dans un modèle des cycles réels, tout en respectant les hypothèses de la concurrence parfaite et la flexibilité des prix et des salaires, ne sont pas perçus comme un cadre pertinent pour l'analyse politique. Le modèle monétaire classique prédit généralement la neutralité (ou la quasi neutralité) de la politique monétaire par rapport aux variables réelles (Galí, 2009).

La forte neutralité monétaire dans les modèles des cycles réels, selon Goodfriend et King (1997), a empêché leur large utilisation dans l'analyse de la politique macroéconomique. Mais la TCR garde une part importante dans la nouvelle synthèse néoclassique.

Les auteurs expliquent ceci par le fait que la TCR propose des modèles dans lesquels les différentes politiques peuvent être comparées sur la base de mesures des bénéfices ou des coûts d'utilité, plutôt que sur la base des objectifs ad hoc. Par ailleurs, la TCR permet l'analyse de la politique et des chocs dans le contexte dynamique stochastique d'un système entièrement spécifiée, sur la base d'anticipations rationnelles.

I-3- Le rôle de la politique monétaire dans la NSN

Pour Blanchard et Galí (2010) et Galí et Gertler (2007) trois éléments clés sont à la base de la nouvelle synthèse néoclassique s'ajoutant au modèle des cycles réels : la monnaie, la concurrence monopolistique et la rigidité nominale.

Le rôle clé de la monnaie, souligné dans les nouveaux modèles monétaires, est sa fonction comme unité de compte. L'existence de la monnaie donne ainsi naissance à des prix nominaux. Galí et Gertler (2007) insistent sur la distinction entre la politique monétaire et la monnaie. La politique monétaire affecte l'activité réelle à court terme uniquement grâce à son impact sur les taux d'intérêt du marché. En effet, la banque centrale affecte les dépenses globales en contrôlant le taux d'intérêt à court terme. Pour contrôler le taux d'intérêt à court

terme, la banque centrale ajuste la masse monétaire pour répondre à la demande de monnaie à des taux d'intérêt souhaités. Les auteurs soulignent que les changements dans la masse monétaire n'exercent aucun effet sur la demande globale. Parce que la monnaie réelle est un élément négligeable de la richesse totale, les modèles sont conçus de telle manière qu'ils font abstraction de l'effet de richesse de la monnaie sur les dépenses. Ainsi, tandis que la politique monétaire est centrale dans ces modèles, la monnaie ne joue aucun rôle autre que celui d'unité de compte. Ceci est expliqué ci-dessous dans le modèle de la nouvelle synthèse néoclassique où l'équation LM du modèle keynésien est remplacée par l'équation de Taylor.

Galí (2009) affirme qu'un changement dans le taux d'intérêt a un effet direct sur la valorisation des actifs financiers et leurs rendements espérés et aussi sur les décisions de consommation et d'investissement pour les ménages et les entreprises. Ces décisions peuvent avoir à leur tour des conséquences sur le PIB, le chômage et l'inflation.

D'autre part, Blanchard et Galí (2010) et Galí et Gertler (2007) considèrent que, pour introduire la rigidité des prix d'une manière rigoureuse, il est nécessaire que les entreprises soient *price-maker*, par opposition à des *price-taker*. Pour cette raison, il est nécessaire d'introduire une certaine forme de concurrence imparfaite, où les entreprises font face à des courbes de demande décroissantes et, donc, un pouvoir de décision dans la fixation des prix. En d'autres termes, il s'agit d'adopter une version du modèle de concurrence monopolistique de Dixit et Stiglitz (1977) dans laquelle chaque entreprise produit un bien différencié et fixe le prix de ce dernier.

Pour Blanchard et Galí (2010) et Galí et Gertler (2007) l'existence de rigidités nominales transitoires permet en fin de compte à la politique monétaire d'avoir un effet de levier sur l'économie réelle à court terme. Parce que les prix nominaux s'ajustent lentement, en manipulant directement les taux d'intérêt nominaux, la banque centrale est en mesure d'influer sur les taux réels et donc sur les décisions de dépenses réelles, au moins dans le court terme.

Pour identifier la relation entre la politique monétaire et la nouvelle synthèse néoclassique, il est nécessaire de présenter le modèle de base. Il constitue le point de départ de toute étude travaillant sur le poids de la politique monétaire dans la NSN (Clarida, Galí, et Gertler (1999); Goodfriend (2004); Jordi Galí et Monacelli (2005) et Galí et Gertler (2007)). Selon Landais (2008), le modèle macroéconomique du consensus (Meyer (2001)) issue des constructions de la nouvelle synthèse néoclassique est un modèle destiné à remplacer et dynamiser

le modèle IS-LM. Il s'est progressivement imposé dans la littérature. Il se compose des trois équations suivantes :

$$Y_t^g = aY_{t-1}^g + bE_t(Y_{t+1}^g) - c[R_t - E_t(p_{t+1})] + x_t \quad (1)$$

$$p_t = d(Y_t^g) + wp_{t-1} + (1-w)E_t(p_{t+1}) + z_t \quad (2)$$

$$R_t = r^* + E_t(p_{t+1}) + fY_{t-1}^g + g(p_{t-1} - P^T) \quad (3)$$

où Y_t^g est l'écart, en pourcentage, entre la production effective et la production potentielle; R est le taux d'intérêt nominal, r^* est le taux d'intérêt réel d'équilibre, p le taux d'inflation et P^T l'objectif de taux d'inflation. w donne le partage entre l'effet de l'inflation passée et les anticipations d'inflation sur les prix. Les grandeurs x et z sont des chocs aléatoires; tous les paramètres de a à g sont positifs. Le modèle comprend une équation de demande agrégée, une équation de courbe de Philips néo keynésienne et une équation de règle de Taylor (a monetary policy rule).

L'équation (1) constitue l'équation de demande agrégée. Elle représente la relation IS dynamique qui lie le niveau de revenu Y_t^g (mesure l'équilibre entre l'offre et la demande sur le marché des biens) au taux d'intérêt réel. L'équation montre l'influence de la production passée et des anticipations rationnelles de la production future sur le niveau actuel de la production demandée. L'influence négative du taux d'intérêt réel reflète quant à elle la substituabilité inter-temporelle de la consommation en fonction de son coût d'opportunité. C'est à ce niveau que la politique monétaire intervient sur la demande agrégée, en modifiant les taux d'intérêt réels au cours du temps.

L'équation (2) est une courbe de Philips. Elle présente la fonction d'offre agrégée ou la relation de fixation des prix. Le taux d'inflation dépend de l'écart de production. Elle est influencée par l'inflation passée et l'inflation anticipée.

Landais (2008) affirme que cette présentation de la courbe de Philips est consensuelle, comme mentionnée par Galí et Gertler (2007). La « nouvelle courbe de Philips » ou « courbe de Philips néokeynésienne » remplace la courbe traditionnelle de Philips. La valeur de w permet de répartir les situations entre deux cas, correspondant d'une part à l'influence de l'inflation anticipée et d'autre part à la prise en compte des taux d'inflation passés. La pre-

mière est liée à la nouvelle synthèse établie sur la base de la rigidité nominales des prix des biens (modèle de Goodfriend, 2004).

L'équation (3) est l'équation de la politique monétaire représentée par la règle de Taylor (Taylor, 1993). Landais (2008) présente cette équation comme une fonction de réaction de la banque centrale qui relie le taux d'intérêt, conçu comme le seul instrument de la politique monétaire, à l'écart de production et la différence entre l'inflation et le taux d'inflation ciblé par la banque centrale. L'équation (3) montre que le taux d'intérêt des banques centrales augmente si l'inflation dépasse son niveau cible (fixé à 2% par Taylor, 1993) ou si le PIB réel dépasse le niveau du PIB potentiel.

Selon Landais (2008), la masse monétaire et la courbe LM disparaissent du modèle de la nouvelle synthèse néoclassique. La courbe LM exprime la condition d'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie. Implicitement, l'offre de monnaie est traitée comme un instrument de la politique monétaire dans le modèle keynésien. Par contre, dans la nouvelle synthèse néoclassique la règle de Taylor spécifie la manière avec laquelle les décideurs politiques ajustent le taux d'intérêt en fonction de la croissance économique. Cette spécification a l'avantage de capturer plus précisément la procédure de fonctionnement des banques centrales, étant donné qu'elles, presque sans exception, mettent en œuvre la politique monétaire en fixant l'objectif pour moduler les taux d'intérêt. L'équation de la règle de Taylor reflète aussi une vision plus moderne de la « politique » s'ajustant aux évolutions économiques en cours, plutôt que simplement comme un processus exogène, en dehors du modèle (Meyer, 2001 ; Landais, 2008 ; Gali, 2008 ; Woodford, 2011).

Pour conclure, les éléments clés qui définissent la nouvelle synthèse néoclassique peuvent être résumé selon Galí (2008) et Galí (2009) comme suit:

- la nouvelle synthèse néoclassique adopte la plupart des outils associés à la théorie des cycles réels, y compris l'utilisation systématique des modèles d'équilibre général dynamique et stochastique basés sur l'optimisation du comportement des ménages et des entreprises, anticipations rationnelles, l'équilibre du marché, etc.

- la concurrence monopolistique : chaque entreprise fait face à une courbe de demande bien définie pour le bien qu'elle produit, et fixe le prix de ce bien (plutôt que de le prendre pour acquis) afin de maximiser ses profits.

- Les rigidités nominales sont un élément clé du modèle et une source principale de la non-neutralité de la politique monétaire. Les entreprises sont soumises à certaines contraintes sur la fréquence avec laquelle ils peuvent ajuster les prix des biens et services qu'ils vendent. Sinon, les entreprises peuvent faire face à des coûts d'ajustement de ces prix. Le même genre de friction s'applique aux travailleurs en présence de la rigidité des salaires.

- la non-neutralité de la politique monétaire à court terme. En conséquence de la présence de rigidités nominales, l'évolution des taux d'intérêt nominaux à court terme (qu'elle soit choisie directement par la banque centrale ou induite par des changements dans l'offre de monnaie) n'est pas compensée par un changement en sens inverse de l'inflation anticipée, ce qui conduit aux variations des taux d'intérêt réels. Ce dernier apporte des changements dans la consommation et l'investissement et, par conséquent, sur la production et l'emploi. À long terme, cependant, tous les prix et les salaires s'ajustent, et l'économie revient à son équilibre naturel.

Section II : Validation économétrique de la nouvelle synthèse néoclassique sur l'économie tunisienne : Modèle VAR structurel

II-1 – Présentation du modèle et des tests de robustesse

Initié par Sims (1980) et développé ensuite par Blanchard et Quah (1990), le modèle VAR structurel permet de tester les interactions existant entre des variables sur des séries temporelles multivariées. Plus que d'estimer les coefficients d'une relation, il permet d'estimer la dynamique générale d'un système et d'arriver à décrire son comportement par rapport à un choc sur les termes d'erreur (Lubrano, 2007).

Pour Stock et Watson (2001), le modèle VAR est un modèle à n équations, modèle linéaire à n variables, dans lequel chaque variable est expliquée par ses propres valeurs retardées et par les valeurs présentes et passées du reste des $n - 1$ variables. L'estimation de ce modèle passe d'abord par une modélisation d'un vecteur de série temporelle sous forme réduite et récursive.

Une forme VAR réduite exprime chaque variable comme une fonction linéaire de ses propres valeurs passées, des valeurs passées de toutes les autres variables et un terme d'erreur non corrélé avec les séries. Chaque équation est estimée par les moindres carrés ordinaires.

Dans la forme VAR récursive, les termes d'erreur de chaque équation de régression sont non corrélés avec les termes d'erreur des équations précédentes, lorsqu'on incorpore les variables explicatives intertemporelles. L'estimation de chaque équation par les moindres carrés ordinaires produit des résidus associés aux équations qui ne sont pas corrélés entre eux. Les résultats dépendent de l'ordre des variables : une modification de l'ordre change les équations, les coefficients et les résidus du modèle VAR estimé. C'est la version du modèle VAR structurel identifié avec la décomposition de Cholesky.

Un modèle VAR structurel se base sur les enseignements de la théorie économique pour dissocier les liens contemporains entre les variables (Blanchard et Quah, 1990 ; Huh, 1999 et Jordi Gali, 1996). Les résidus des différentes équations structurelles sont considérés être indépendants les uns des autres. Ils représentent donc les chocs spécifiques à chacune des équations du modèle (choc d'offre, choc de demande de monnaie, choc de productivité, etc.). Ces résidus doivent être considérés comme des chocs structurels deux à deux orthogonaux et qui représentent les « innovations » dans le modèle.

II-1-1- Représentation du modèle VAR

Formellement, Watson (1986), Bruneau et De Bandt (1998) et Gimet (2007) représentent le modèle VAR canonique comme suit :

$$X_t = \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où X_t est un vecteur de n séries temporelles, A est une matrice ($n \times n$) comportant des 1 sur la diagonale principale et $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^1, \dots, \varepsilon_t^n)'$ est un vecteur de terme d'erreur de type iid $\rightarrow N(0, \Sigma)$ où Σ est une matrice diagonale de dimension ($n \times n$). La matrice A représente les relations de simultanéité entre les variables de X_t .

À chaque date t , les innovations ε_t sont estimées simplement comme les résidus des régressions correspondant à l'estimation, équation par équation, du modèle VAR :

$$\hat{\varepsilon}_i = X_{it} - \sum_{h=1}^p \widehat{A}_{ij} X_{j,t-h}, \quad 1 \leq i \leq n$$

A chaque date t les innovations canoniques s'expriment comme une combinaison linéaire des chocs structurels ω_t :

$$\varepsilon_t = P\omega_t$$

Par conséquent, l'identification des impulsions structurelles est obtenue dès que la matrice de passage P est estimée, puisque l'on peut écrire :

$$\hat{\omega} = \hat{P}^{-1}\hat{\varepsilon}$$

Pour Bruneau et De Bandt (1998) le processus de ces hypothèses devient plus clair si l'on considère les deux représentations équivalentes du modèle VAR, à savoir l'écriture en moyenne mobile et le VAR structurel.

L'écriture en moyenne mobile est issue d'une étape intermédiaire qui consiste à "inverser" le modèle VAR canonique pour obtenir le VAR canonique sous forme de moyenne mobile :

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} C_j \varepsilon_{t-j} = C(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

$$C(L) = \sum_{h \geq 0} C_h L^h$$

où $C(0) = I_n$ et ε_t est le vecteur des innovations canoniques.

La deuxième écriture issue du modèle VAR est l'écriture du modèle VAR structurel. Il s'écrit comme suit :

$$X_t = \sum_{h=0}^{\infty} B_h X_{t-h} + \omega_t \quad (3)$$

où les matrices B_h et la variance des résidus $\text{Var}(\omega_t)$ sont estimées en multipliant les deux membres du VAR (1) estimé par \hat{P}^{-1} :

$$\text{Id} - \hat{B}_0 = \hat{P}^{-1}$$

$$\hat{B}_h = \hat{P}^{-1} \hat{A}_h, \quad 1 \leq h \leq p$$

$$\text{var}(\hat{\omega}_t) = \hat{P}^{-1} \Sigma (\hat{P}^{-1})'$$

Le modèle VAR structurel (3) est un système d'équations simultanées dont la forme réduite est le modèle VAR canonique (1) précédent.

Les représentations (2) et (3) ont pour objectif l'analyse des impulsions par la fonction de réponse et les décompositions de la variance de l'erreur de prévision. Mais avant de présenter ces deux fonctions d'analyse il convient de présenter les tests de diagnostic nécessaires pour le modèle VAR.

II-1-2- Les tests de robustesse

Les tests de diagnostic ou les tests de robustesse sont les tests de causalité de Granger, le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, les critères d'information pour tester et sélectionner l'ordre de retard optimal, le test de normalité des résidus, des tests de stabilité et de valeurs propres pour les racines autorégressives.

Choix du nombre de retard

Pour choisir la taille d'un modèle VAR, c'est-à-dire le nombre global de retards, on se sert usuellement d'un critère d'information. Il s'agit de déterminer a priori un nombre de décalage maximal p_{max} et d'estimer successivement les modèles VAR(p) pour $p = 1, \dots, p_{max}$. Pour chaque modèle estimé, la valeur du critère d'information correspondante est calculée. Le nombre de décalage optimal $p_{optimal}$ est choisi comme celui pour lequel la valeur du critère d'information est maximale ou minimale selon la forme du critère retenu.

Dans le cadre de la modélisation VAR, cinq critères sont fréquemment utilisés : le critère du rapport de vraisemblance (statistique LR), le critère du Final Predictor Error (FPE), le critère d'information d'Akaike (AIC), le critère d'information de Schwartz (SC) et le critère d'information de Hannan-Quinn (HQ).

$$\text{Test LR} = 2\{LL(j) - LL(j - 1)\}$$

où $LL(j)$ est le log de vraisemblance (log likelihood) avec j nombre de retard, $LL(j) = -\frac{T}{2}\{\ln(|\hat{\Sigma}|) + K\ln(2\pi) + K\}$ où T est le nombre d'observations, K le nombre des variables ou des équations. $\hat{\Sigma}$ représente l'estimation du maximum de vraisemblance de $E[u_t u_t']$ où Σ est la matrice de variance-covariance du terme d'erreur, u_t le vecteur des termes d'erreur.

Critère FPE= $|\hat{\Sigma}| \left(\frac{T+\bar{m}}{T-\bar{m}} \right)^K$, où \bar{m} la moyenne des paramètres dans les K équations.

Critère AIC= $-2\left(\frac{LL}{T}\right) + \frac{2t_p}{T}$, où t_p est le nombre total de paramètres

Critère SC= $-2\left(\frac{LL}{T}\right) + \frac{\ln(T)}{T} t_p$

Critère HQ= $-2\left(\frac{LL}{T}\right) + \frac{2\ln\{\ln(T)\}}{T} t_p$

Tests du multiplicateur de Lagrange LM pour l'auto corrélation des résidus

$$LM_s = (T - d - .5) \ln \left(\frac{|\hat{\Sigma}|}{|\hat{\Sigma}_s|} \right)$$

où d est le nombre de coefficients estimés, $\hat{\Sigma}_s$ est l'estimation du maximum de vraisemblance de Σ du VAR augmenté (augmented VAR) .

Test de causalité de Granger

Considérons comme cas particulier un modèle VAR de dimension 2 expliquant y_t et z_t . On suppose que l'on a déjà sélectionné le nombre optimal de retards. La première équation de ce modèle s'écrit :

$$y_t = \mu_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

Pour tester la non-causalité au sens de Granger de z sur y , il suffit de tester la nullité jointe de β_1 et β_2 . Cela va se faire par un test de ficher F dont l'expression générale est :

$$S_1 = \left[\frac{(SCR_0 - SCR)}{(SCR)} \times \frac{T - 2p - 1}{p} \right] \sim F(p, T - 2p - 1).$$

Toutefois, ce test n'est pas un test exact car il y a des variables endogènes retardées dans la régression OLS par les moindres carrés ordinaires. On emploie donc un test asymptotique du $\chi^2(p)$ basé sur

$$S_2 = \frac{T(SCR_0 - SCR)}{SCR} \sim \chi^2(p).$$

Le test de normalité des résidus

Il donne des extensions multivariées du test de normalité des résidus de Jarque-Bera, qui compare les troisième et quatrième moments des résidus à ceux de la distribution normale.

Soit $\hat{\omega}_t$ un résidu orthogonal du modèle VAR qui s'écrit sous la forme suivante :

$$\hat{\omega}_t = (\hat{\omega}_{1t}, \dots, \hat{\omega}_{Kt})' = \hat{P}^{-1}\hat{u}_t$$

Les coefficients skewness et kurtosis sont calculés en utilisant les résidus orthogonaux comme suit :

$$\hat{b}_1 = (\hat{b}_{11}, \dots, \hat{b}_{K1})'; \quad \hat{b}_{k1} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{\omega}_{kt}^3$$

$$\hat{b}_2 = (\hat{b}_{12}, \dots, \hat{b}_{K2})'; \quad \hat{b}_{k2} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{\omega}_{kt}^4$$

Sous l'hypothèse nulle les résidus suivent la loi normale

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{T\hat{b}'_1\hat{b}_1}{6} \rightarrow \chi^2(K)$$

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{T(\hat{b}_2 - 3)'(\hat{b}_2 - 3)}{24} \rightarrow \chi^2(K)$$

$$\hat{\lambda}_3 = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 \rightarrow \chi^2(2K)$$

$\hat{\lambda}_1$ est la statistique skewness, $\hat{\lambda}_2$ est la statistique kurtosis et $\hat{\lambda}_3$ est la statistique Jarque-Bera.

II-2- Identifications des restrictions : revue de la littérature

Les estimations du modèle VAR structurel passe par une étape nécessaire, celle de l'identification des restrictions. Pour un nombre de variables égal à n nous devons faire n(n+1)/2 restrictions. Pour ce faire, il y a deux manières.

La première est a-théorique et fait appel à la décomposition de Cholesky pour identifier les contraintes à court terme dont le modèle VAR structurel a besoin. Présentée initialement par Sims (1980), cette méthode consiste à contraindre la matrice de variance-covariance des résidus Σ à être diagonale, à normaliser la diagonale de B_0 de l'équation (3) à 1 (c'est la ma-

trice qui lie les chocs contemporains, donc la partie court terme du modèle) et à imposer une structure réursive sur B_0 (écriture sous forme de matrice triangulaire inférieure ou supérieure). Selon Guillaumin (2009) le désagrément de cette décomposition est que les résultats dépendent de l'ordre dans lequel sont disposées les séries. Le modélisateur doit ordonner les équations de son système de la variable la plus exogène à la variable la plus endogène.

La deuxième manière pour l'identification des restrictions fait appel à la théorie économique. Cette méthode initiée par Blanchard et Quah (1990), a ensuite été adoptée et développée par plusieurs autres auteurs en se basant sur le modèle IS-LM (Blanchard et Quah, 1990), sur le modèle OG-DG (Bayoumi et Eichengreen, 1992), sur le modèle de Mundell-Fleming pour une petite économie ouverte (Huh, 1999 ; Dungey et Pagan, 2000; Dungey et Pagan, 2009, etc.) ou sur les modèles dynamiques stochastiques d'équilibre général basés sur la nouvelle synthèse néoclassique (Jordi Gali, 1996); Christiano, Eichenbaum et Evans, 2001; Gali et Gambetti, 2008; Leu, 2011; Aguiar et Gopinath, 2004).

Dans le but de chercher une interprétation économique de la réponse du PIB à deux types de chocs, le travail de Blanchard et Quah (1990) suppose qu'il existe deux types de chocs, présentés sous forme de contraintes, affectant le chômage et le PIB. En se référant au modèle keynésien IS-LM, le premier n'a pas d'effet à long terme ni sur le chômage ni sur le PIB. Le second n'a pas d'effet à long terme sur le chômage, mais peut avoir un effet à long terme sur la production. Le premier se réfère à un choc de demande et le deuxième désigne le choc d'offre. Ces deux chocs sont non corrélés. Sous ces trois restrictions, les auteurs ont adopté la décomposition de Wold pour écrire les deux variables à savoir le PIB et le taux de chômage, sous forme de processus joint stationnaire suivant :

Soit Y et U désignant respectivement le log PIB et le niveau du taux de chômage et soit e_d et e_s les deux types de chocs. X présente le vecteur $(\Delta Y, U)'$ et e le vecteur (e_d, e_s) . X suit le processus stationnaire suivant (c'est le modèle VAR canonique sous forme moyenne mobile présenté par l'équation (2) dans le paragraphe précédent) :

$$\begin{aligned}
 X(t) &= A(0)e(t) + A(1)e(t-1) + \dots \dots \\
 &= \sum_{j=0}^{\infty} A(j)e(t-j)
 \end{aligned}$$

Les deux résidus e_d et e_s sont supposés être non corrélés et suivent la loi normale ($e \rightarrow N(0,1)$) c'est-à-dire que la matrice de variance-covariance est diagonale et elle est une matrice identité.

La deuxième restriction supposée par le travail de Blanchard et Quah (1990) est que le choc de demande e_d n'a pas d'effet à long terme sur la production et se traduit dans la matrice A par $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$ (la ligne désigne la première variable du vecteur X et la colonne indique le premier choc du vecteur e).

Les auteurs ont conclu que l'effet du choc de demande prend la forme d'une bosse sur le PIB et le chômage. Cet effet disparaît au bout de deux à trois ans. Le choc d'offre a un effet qui s'accumule dans le temps pour se stabiliser après cinq ans. Les auteurs ont également conclu que les chocs de demande apportent une contribution importante aux fluctuations de la production à des horizons à court et à moyen terme.

En adoptant l'approche de VAR structurel développé par Blanchard et Quah (1990), le travail de Bayoumi et Eichengreen (1992) analyse des données sur le PIB réel et le niveau des prix de onze nations de la Commission européenne. L'interprétation économique des chocs de demande et d'offre est basée sur le modèle OG-DG qui est un prolongement du modèle IS-LM en intégrant le marché de travail, le salaire et les prix. Ce modèle permet d'étudier l'équilibre à court et à long terme.

Comme c'est mentionné, le point de départ de Bayoumi et Eichengreen (1992) pour identifier les restrictions du modèle VAR structurel est le diagramme du modèle OG-DG. Dans un diagramme représentant la production en abscisse et les prix en ordonnée la courbe de demande globale est décroissante reflétant le fait que la baisse des prix, en augmentant les encaisses monétaires, stimule la demande. La courbe d'offre globale à court terme est ascendante, ce qui reflète l'hypothèse que les salaires sont rigides et donc des prix plus élevés impliquent une baisse des salaires réels. La courbe d'offre à long terme est verticale, puisque les salaires réels vont s'adapter à l'évolution des prix à long terme.

En se basant sur ce modèle, Bayoumi et Eichengreen (1992) montrent qu'un choc de demande positif permanent produit une augmentation à court terme du niveau de la production suivi d'un retour graduel à son niveau initial et une hausse permanente des prix. L'effet à court terme d'un choc d'offre augmente la production et baisse les prix. La courbe d'offre se

déplace verticalement au fil de temps ce qui implique de nouvelles augmentations de la production et des réductions de prix.

En résumé, contrairement à des chocs de demande, les chocs d'offre se traduisent par des changements permanents dans la production. En outre, les chocs de demande et d'offre ont des effets différents sur les prix. Les chocs de demande positifs augmentent les prix alors que les chocs d'offre positifs les réduisent.

Les restrictions adoptées dans Bayoumi et Eichengreen (1992) pour identifier le modèle VAR structurel sont quatre. Semblablement à Blanchard et Quah (1990), deux de ces restrictions sont la normalisation simple, qui définit la variance des chocs. Une troisième restriction provient de l'hypothèse que le choc de demande et le choc d'offre sont orthogonaux. La dernière restriction est que le choc de demande n'a que des effets à court terme sur la production.

À cause du problème de sur-identification les auteurs n'ont pas imposé la restriction issue du modèle OG-DG qui implique que les chocs de demande devraient augmenter les prix à court et long terme, tandis que les chocs d'offre devraient faire baisser les prix.

Dans le but de caractériser le comportement joint d'un nombre plus élevé de variables, à savoir le taux d'intérêt nominal, le PIB réel, le taux de change, le niveau des prix et la masse monétaire, le travail de Huh (1999) tente de valider empiriquement le modèle Mundell-Fleming sur l'économie australienne après l'abolition du système Bretton Woods.

L'interprétation économique donnée aux chocs structurels dans le modèle VAR est basée sur le modèle de Mundell-Fleming. Ce dernier est une version du modèle IS-LM mais pour une petite économie ouverte avec l'intégration de la mobilité des flux de capital comme une composante déterminante du modèle. Les cinq chocs structurels dans le modèle VAR sont le choc du taux d'intérêt mondial, un choc d'offre globale, un choc IS de dépense réelle), un choc d'offre de monnaie et un choc de demande de monnaie.

L'identification du modèle VAR structurel est donnée dans l'article de Huh (1999) en imposant des restrictions à court et à long terme. Le choc du taux d'intérêt mondial est identifié en supposant que pour une petite économie ouverte, le taux d'intérêt domestique à long terme ne peut pas diverger du taux d'intérêt mondial qui est aussi une variable exogène (l'économie australienne n'a pas d'influence sur les variables extérieures). Aucun autre choc dans le modèle n'a un effet sur le taux d'intérêt domestique.

Le choc d'offre est identifié en supposant que le choc de demande n'a pas d'effet sur le PIB réel à long terme (c'est la même restriction proposée par Blanchard et Quah (1990)). En outre, Huh (1999) a décomposé le choc de demande en choc IS, un choc de demande de monnaie et un choc d'offre de monnaie, donc aucun de ces chocs n'a un effet à long terme sur le PIB réel. De même, chez Blanchard et Quah (1990) et Bayoumi et Eichengreen (1992) auparavant, et que la plupart des travaux utilisant le modèle VAR structurel, les cinq termes d'erreur représentant les cinq chocs structurels suivent la loi normale de moyenne nulle et de matrice variance-covariance identité.

Afin de distinguer le choc IS et les deux chocs d'offre et de demande monétaire, l'auteur a suivi Gali (1992) en supposant qu'aucun des deux n'a un effet à court terme sur le PIB réel. L'auteur suppose que la demande agrégée des biens et des services n'est pas directement influencée par les chocs monétaires mais qu'elle est plutôt affectée à travers le changement des niveaux du taux d'intérêt et/ou du taux de change. Une restriction finale est imposée en suivant le travail de Blanchard et Watson (1987) qui consiste à retenir qu'à court terme les chocs au niveau des prix n'ont pas d'effet sur la demande de monnaie.

Gali (1996) tente d'identifier et d'estimer la variation de la productivité et l'emploi associée d'une part à un choc d'offre et à un choc de demande d'autre part. Cette décomposition de deux chocs est effectuée en utilisant un modèle VAR structurel, identifié par des restrictions à long terme qui satisfait un ensemble de modèle dynamique stochastique d'équilibre général incluant les modèles des cycles réels et les modèles avec rigidité nominale (la nouvelle synthèse néoclassique).

La principale identification issue du travail de Gali (1996) s'aligne sur celle de Blanchard et Quah (1990) où seulement les chocs technologiques ont un effet à long terme sur le niveau de la productivité de travail. La variation observée dans la productivité et l'emploi est interprété par Gali (1996) comme l'origine de deux types de chocs exogènes à savoir un choc technologique et un choc de demande. Ces deux chocs sont orthogonaux et leurs impacts se propagent au fil de temps à l'emploi et au PIB. La supposition de l'orthogonalité combinée avec la normalité des termes d'erreur implique que la matrice de variance-covariance est diagonale et identité. Ces hypothèses impliquent en d'autres termes que la matrice des multiplicateurs de long terme est une matrice triangulaire inférieure.

Leu (2011) présente un modèle VAR structurel pour l'économie australienne où les identifications sont basées sur un nouveau modèle néokeynésien (ou la nouvelle synthèse néoclassique) d'une petite économie ouverte qui spécifie les interactions entre les chocs structurels exogènes et le comportement attendu des agents économiques. Le modèle VAR structurel utilisé consiste à estimer la réponse en dynamique de la différence du PIB à sa tendance HP (output gap), l'inflation, le taux de change et le taux d'intérêt à quatre chocs structurels à savoir un choc d'offre globale, un choc de demande globale, un choc de prime de risque et un choc de politique monétaire.

Pour l'identification des restrictions cet article adapte le programme d'identification des anticipations rationnelles de Keating (1990) pour une nouvelle économie ouverte keynésienne. Le système d'identification est basé sur la conversion du système de structure contemporaine en une représentation des résidus qui se compose des chocs structurels et des résidus du VAR réduit, en soustrayant de chaque variable l'espérance au temps $t-1$ de cette variable, conditionnée par toutes les informations disponibles passées. Il est semblable à la méthode de Stock et Watson (2001) qui a utilisé l'équation de la règle de Taylor pour estimer le modèle VAR structurel.

II-3- Résultats et discussion

Dans ce paragraphe, le travail empirique consiste à estimer un modèle VAR structurel d'une petite économie ouverte dans le but de chercher de quelle manière la nouvelle synthèse néoclassique peut être appliquée à l'économie tunisienne ? Selon Sims (1989), le modèle VAR structurel présente différents avantages dont celui d'évaluer son adéquation avec les faits stylisés.

Pour Stock et Watson (2001), la pratique standard dans l'analyse VAR est de voir les résultats des tests de causalité de Granger (ou autres présentés dans le premier paragraphe de cette section), la fonction de réaction (impulsion-réponse) et la décomposition de la variance.

La statistique de causalité de Granger examine si les valeurs retardées d'une variable permettent de prédire une autre variable. La fonction impulsion-réponse retrace la réponse des valeurs présentes et futures de chacune des variables suite à une augmentation d'une unité de la valeur actuelle de l'une des erreurs du modèle VAR (un choc positif d'une unité), en supposant que cette erreur revient à zéro dans les périodes ultérieures et que toutes les autres erreurs sont égales à zéro. La prévision de la décomposition de la variance est le pourcentage

de la variance de l'erreur dans la prévision d'une variable suite à un choc spécifique à un horizon donné (comme par exemple deux ans).

Dans notre analyse, les séries retenues dans le vecteur X_t (de l'équation (3) du paragraphe II-1-1 de cette section), de dimension (5×1) , sont l'indice du prix du pétrole, l'indice des prix à la consommation, les IDE, le taux du marché monétaire tunisien et le PIB à prix constant. Le vecteur X_t est noté (cycipp, cycipc, cycide, cycmtmt, cyct)'. Le choix des variables utilisées dans le modèle VAR structurel est basé sur les résultats des faits stylisés trouvés dans le deuxième chapitre. En effet, l'indice du prix du pétrole, l'indice des prix à la consommation, les IDE, ont montré des corrélations fortes avec le cycle du PIB réel tunisien, avec un signe négatif pour les IDE. Le taux du marché monétaire tunisien, n'était pas intégré dans les calculs de corrélation du deuxième chapitre mais il est ajouté ici dans le modèle car le taux d'intérêt est considéré comme le principal instrument de la politique monétaire dans la Nouvelle Synthèse Néoclassique. Toutefois, les faits stylisés ont montré une corrélation forte des variables monétaires avec le cycle du PIB réel à travers les deux variables M_1 et le crédit intérieur ce qui amène à nous interroger sur le degré d'application de la Nouvelle Synthèse Néoclassique à l'économie tunisienne.

Les variables sont mesurées par l'application du filtre H-P. Les séries ont été transformées en log et corrigées des variations saisonnières en utilisant la méthode X11 Census (sauf le taux du marché monétaire tunisien qui est désaisonnalisé avec la méthode X12 Census). Nous considérons aussi cinq chocs structurels formés dans le système d'équations (3) par le vecteur $\omega_t = (\omega_t^{ipp} \omega_t^{ipc} \omega_t^{ide} \omega_t^{tmmt} \omega_t^{pibt})'$ et qui désignent respectivement le choc extérieur (le choc de l'indice du prix du pétrole), le choc de l'inflation, le choc financier, le choc monétaire et choc d'offre. Les estimations sont réalisées durant une période allant de 2000T1 à 2011T1.

Afin d'identifier le modèle VAR structurel, nous adoptons les restrictions à long terme nécessaires. Premièrement, en suivant Gali (1996) le travail va décomposer le modèle en choc technologique ω_t^{pibt} et choc non technologique à savoir le choc monétaire (ω_t^{tmmt}), le choc d'inflation (ω_t^{ipc}), le choc financier (ω_t^{ide}). Deuxièmement, le choc non technologique ou le choc de demande n'ont pas d'effet à long terme sur le PIB. Troisièmement, les chocs sont orthogonaux deux à deux ce qui implique que le vecteur ω_t suit la loi normale $\omega_t \rightarrow N(0,1)$. Ces deux dernières restrictions sont celles retenues par Blanchard et Quah (1990). Quatriè-

mement, en suivant Dungey et Pagan (2000) et Dungey et Pagan (2009) nous considérons la Tunisie comme une petite économie ouverte, ce qui a été confirmé dans la première section du deuxième chapitre où les résultats ont montré la forte contribution aux fluctuations de la Tunisie du volume des échanges commerciaux : les importations et les exportations représentent chacune plus de 40% du PIB. Cette dernière restriction nous permet de considérer que la variable extérieure (indice du prix du pétrole) est exogène et les variables internes de l'économie tunisienne n'ont pas d'influence sur cette variable extérieure. Cinquièmement, la dernière restriction fait appel à la théorie de la Nouvelle Synthèse Néoclassique qui affirme que le taux d'intérêt n'affecte l'activité économique qu'à court terme donc le taux du marché monétaire a un effet nul à long terme sur les autres variables du système d'équation (3).

Avant de présenter les résultats de la fonction de réaction et la décomposition de la variance, nous présentons les résultats des tests de diagnostic. Le premier test consiste à sélectionner l'ordre de retard optimal. Il s'effectue sur la base des critères d'information présentés dans le premier paragraphe de cette section. Le tableau 18 regroupe les résultats de ces critères montrant le nombre de retard optimal égal à deux. Le deuxième test examine les caractéristiques du polynôme AR. En d'autres termes, il teste la condition de stabilité du modèle VAR. Les résultats des racines unitaires ont montré que le modèle satisfait la condition de stabilité. Toutes les racines sont à l'intérieur du cercle unitaire (voir annexe 2 pour les résultats du test). Pour le test de causalité de Granger les résultats présentés dans l'annexe 2 indiquent que *cyctmmt* aide à expliquer *cyct* au seuil de significativité de 5% (valeur de *p* égale à 0,03) mais *cycipp*, *cycipc* et *cycide* ne montrent pas un pouvoir explicatif sur la variable *cyct*. Sous l'hypothèse nulle affirmant que les résidus suivent la loi normale, la valeur *p* associée à la statistique Jarque-Bera pour trois équations est supérieure à 10% ce qui implique de ne pas rejeter l'hypothèse nulle.

Tableau 18: Les critères d'information pour un nombre de retards optimal

Nombre de retard	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	339.4698	NA	8.33e-14	-15.92713	-15.72027	-15.85131
1	410.2329	121.3082	9.52e-15	-18.10633	-16.86514*	-17.65138
2	451.7122	61.23131*	4.58e-15*	-18.89106*	-16.61554	-18.05699*
3	471.9675	25.07799	6.60e-15	-18.66512	-15.35527	-17.45193

La figure 11 présente la fonction de réaction du cycle économique tunisien aux chocs de l'indice du prix du pétrole, de l'indice des prix à la consommation, des IDE, du taux du marché monétaire et du choc d'offre.

Un choc positif du prix du pétrole entraîne une faible diminution du niveau du PIB au cours des deux premiers trimestres. Le PIB tend ensuite à augmenter. La réaction du PIB au choc du prix du pétrole prend la forme d'une bosse durant toute la première année. À partir de la deuxième année, le PIB enregistre une diminution de l'ordre de -0.01%, pour s'annuler vers dix-huitième trimestres.

Pour le choc de l'indice des prix à la consommation, la réaction du PIB ne montre qu'une faible réponse sur les douze premiers trimestres et donc un rôle mineur sur le comportement cyclique du PIB tunisien. Ceci corrobore les résultats de Fathi (2007) qui trouve un impact de l'indice des prix à la consommation peu significatif et proche de zéro quel que soit l'horizon choisi. Il faut toutefois noter que dans son travail, les prix à la consommation représentent la seule composante du choc de demande, contrairement à cette présente thèse où le choc de demande est traduit aussi par un choc financière (cycide) et un choc monétaire (cyctmmt).

De même, il apparaît que la réaction du comportement cyclique du PIB à un choc des IDE est faible durant dix trimestres. Concernant le choc du taux du marché monétaire, la fonction impulsion-réponse montre une réaction immédiate du comportement cyclique du PIB. Cette réaction se manifeste par une chute brutale de l'ordre de -0,02% durant les quatre premiers trimestres. À partir du sixième trimestre le PIB remonte pour se rapprocher de zéro et s'annuler vers le dixième trimestre. Finalement, la figure 11 montre qu'un choc d'offre positif entraîne une détérioration du niveau du PIB qui s'étale jusqu'au huitième trimestre avec un effet significatif dès le premier trimestre. Un effet qui s'affaiblit à l'horizon de douze trimestres pour s'annuler au troisième trimestre de la deuxième année. Ce résultat pour le choc d'offre confirme celui de Fathi (2007) même si le choc d'offre est mesuré par l'indice de la production industrielle et non pas par le PIB.

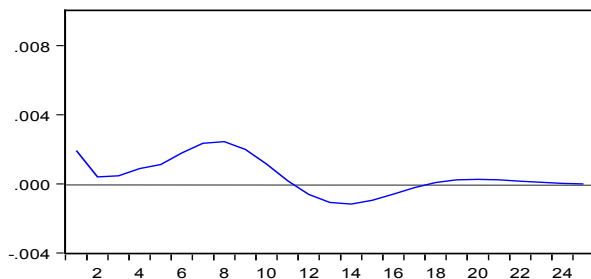
En résumé, à partir des résultats de la fonction de réaction trois chocs parmi les cinq étudiés montrent un effet significatif sur le PIB tunisien. Ces chocs sont le choc d'offre, le choc monétaire (une des trois composantes des chocs de demande) et le choc extérieur. Nous remarquons aussi que pour les deux premiers chocs, leurs effets se sont avérés transitoires

bien qu'ils soient plus profonds par rapport à celui du choc extérieur. Ce dernier a montré un effet significatif et persistant sur le PIB à l'horizon de 19 trimestres. Une partie de ces résultats corrobore ceux trouvés par Fathi (2007) concernant la significativité du choc d'offre et du choc extérieur sur le PIB et la faiblesse du rôle du choc de l'indice des prix à la consommation.

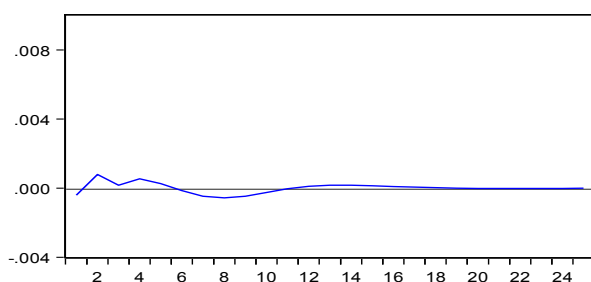
Nous passons maintenant à la décomposition de la variance afin de mesurer la contribution de chaque choc sur le PIB.

Figure 11: Fonction de réaction du PIB (cyct) à une augmentation d'une unité de l'écart type des chocs structurels

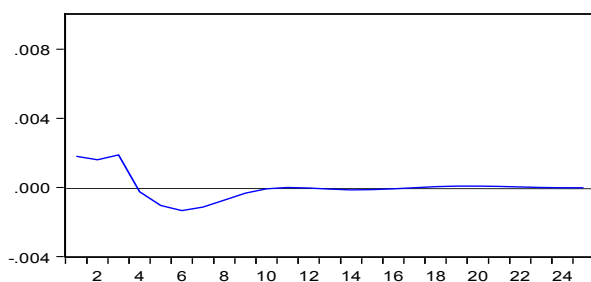
réponse à un écart type de choc structurel
choc au niveau de l'indice du prix internationale de pétrole



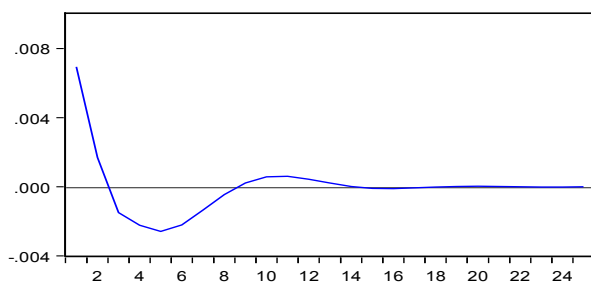
choc au niveau de l'indice des prix de consommation tunisien



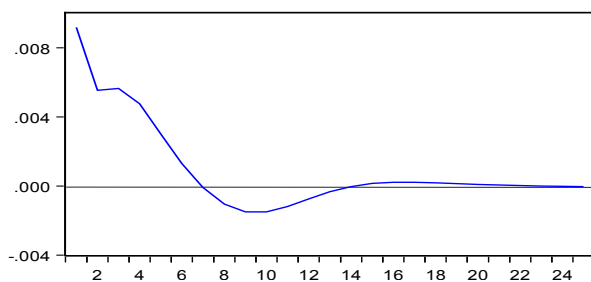
choc aux niveaux des IDE



choc au niveau du taux de marché monétaire



choc d'offre



L'importance relative des cinq chocs structurels étudiés, capturée par l'examen de la proportion de la variance du PIB tunisien, est reportée dans le tableau 19.

Les résultats montrent que le choc d'offre est le principal contributeur dans l'explication de la variance du PIB. À horizon d'un trimestre 60% de la variance du cycle tunisien est attribué au choc d'offre. Cette contribution reste pratiquement inchangée jusqu'à l'horizon de 25 trimestres.

Pour les chocs de demande, le choc monétaire, le choc financier et le choc des prix à la consommation, contribue respectivement à la variance du PIB pour 34%, 2%, et 0,12% à horizon d'un trimestre. L'indice des prix à la consommation montre une contribution proche de zéro, contrairement au travail de Fathi (2007) où 35% de la variance de l'indice de la production industrielle est expliqué par le choc des prix à la consommation en Tunisie. Cette différence est due à l'introduction du choc monétaire mesuré par le taux d'intérêt qui dans notre travail s'impose comme effet dominant.

Les résultats montrent une faible contribution du choc extérieur (choc de l'indice du prix du pétrole) à l'horizon d'un trimestre. Mais contrairement à l'effet du choc monétaire qui diminue à l'horizon de 25 trimestres, le choc de l'indice du prix du pétrole progresse au cours du temps pour grimper de 2% dans le trimestre à environ 10% à l'horizon de 25 trimestres, correspondant à l'effet persistant de ce choc sur le PIB trouvé avec la fonction de réaction. Nous constatons aussi que la part du choc de l'indice du prix du pétrole surpasse les chocs de l'indice des prix à la consommation et des IDE.

Tableau 19: Décomposition de la variance du PIB tunisien

Trimestres	Choc de l'Indice du prix du pétrole	Choc de l'Indice des prix à la consommation	Choc des IDE	Choc du taux du marché monétaire	Choc d'offre
1	2.663007	0.123653	2.329630	34.44120	60.44251
2	2.199571	0.445509	3.298786	28.86683	65.18931
3	1.909470	0.380223	4.351626	24.81315	68.54553
4	1.999867	0.455728	3.863857	23.92601	69.75454
5	2.339253	0.449322	4.020740	24.82750	68.36318
6	3.412848	0.438643	4.511821	25.57425	66.06243
7	5.253201	0.506297	4.835798	25.42938	63.97533
8	7.155400	0.605605	4.889533	24.79108	62.55838
9	8.333727	0.666358	4.818938	24.25616	61.92481
10	8.665187	0.679094	4.757874	24.04353	61.85431
11	8.624902	0.675521	4.729287	24.01956	61.95073
12	8.717163	0.676760	4.711746	23.99147	61.90286
13	9.061953	0.683111	4.694175	23.89775	61.66301
14	9.466084	0.688942	4.679398	23.78733	61.37825
15	9.734606	0.692221	4.670444	23.71395	61.18878
16	9.835871	0.693698	4.666287	23.68509	61.11906
17	9.848380	0.694257	4.664843	23.67912	61.11340
18	9.848555	0.694312	4.664823	23.67644	61.11587
19	9.862312	0.694150	4.665389	23.67093	61.10722
20	9.882090	0.694038	4.665849	23.66464	61.09338
21	9.896779	0.694101	4.665917	23.66026	61.08294
22	9.903692	0.694282	4.665757	23.65828	61.07799
23	9.905662	0.694454	4.665643	23.65776	61.07648
24	9.905846	0.694543	4.665673	23.65770	61.07624
25	9.905797	0.694562	4.665774	23.65761	61.07626

En résumé, semblablement aux résultats de la fonction de réaction, trois chocs parmi les cinq étudiés contribuent le plus à la variance du PIB : le choc d'offre pour 60%, le choc monétaire pour 34% à court terme et 23% à long terme et le choc extérieur de l'indice du prix du pétrole pour environ 10% à l'horizon de 25 trimestres. L'importance du choc monétaire sur la sphère réelle confirme les résultats des faits stylisés du deuxième chapitre. Ceci nous permet de conclure aussi que les résultats empiriques sur une petite économie ouverte telle que la Tunisie confirment les présupposés de la nouvelle synthèse néoclassique.

Il est vrai que la part due au choc de l'indice du prix du pétrole est relativement modeste (10%), mais elle reste supérieure aux deux chocs internes à l'économie tunisienne et il a un effet persistant et progressif dans l'explication de la variance du PIB. Ceci mène à nous interroger sur le degré d'influence d'un choc international commun sur l'économie tunisienne. Cette question est l'objet de la troisième et dernière section de cette thèse.

Section III: L'impact des cycles économiques mondiaux sur la conjoncture tunisienne : application de l'approche de Stock-Watson

L'objectif ici est de voir si le cycle économique tunisien peut former un cycle commun avec ceux des principaux partenaires et des Etats-Unis. Pour ce faire, le travail va adopter l'approche de Stock et Watson (1988) et Stock et Watson (1993) à toutes les séries qui permet d'estimer simultanément (i) un facteur dynamique commun à tous les séries (cycle commun) et (ii) un facteur dynamique idiosyncratique.

Kose, Otrok et Whiteman (2003) considèrent que l'identification des sources des fluctuations économiques internationales (cycle commun) est importante tant pour l'établissement des simulations des cycles que pour l'élaboration des politiques économiques.

III-1- Présentation du modèle

Le modèle dynamique à composante inobservable est un modèle sur séries temporelles multi-variées initié par Stock et Watson (1988) et Stock et Watson (1993). L'idée est que les covariations des variables macro-économiques ont un élément commun qui peut être capturé par une seule variable sous-jacente, non observée, qui représente l'activité globale de l'économie. Le modèle proposé est inspiré du modèle examiné par Sargent et Sims (1977) dans lequel l'indicateur composite inobservé est commun à plusieurs variables macro-économiques.

Le modèle prend la forme suivante :

$$X_{it} = \gamma_i C_t + u_{it} \quad (1)$$

$$\Phi(L) C_t = \eta_t \quad (2)$$

$$\Psi_i(L) u_{it} = \varepsilon_{it} \quad (3)$$

X_{it} est un vecteur de dimension $(N \times 1)$ de séries temporelles macroéconomiques qui ont, par hypothèse, un niveau de corrélation significatif. Dans l'équation (1) (équation de mesure), X_{it} est constitué de deux composantes stochastiques : la variable commune inobservée des séries temporelles, noté C_t , et une composante à n dimensions (nombre des séries observées) qui représente les mouvements idiosyncratiques des séries notée u_{it} .

Les deux équations (2) et (3) représentent les équations d'états. Elles représentent les deux composantes communes et idiosyncratiques sous la forme d'une régression autorégressive AR d'ordre respectivement p et q. $\Phi(L)$ et $\Psi_1(L)$ sont les polynômes de retard.

En résumé les suppositions qui identifient les restrictions pour estimer les paramètres du modèle et d'extraire le facteur commun C_t sont les suivantes :

H_1 : les séries temporelles ont un niveau de corrélation significatif.

H_2 : $E(\eta_t, \varepsilon_{it}) = 0 \Rightarrow$ matrice var-cov noté $\Sigma = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_n}^2)$.

H_3 : $\eta_t \sim N(0, 1) \Rightarrow \eta_t$ est indépendant et identiquement distribué (i.i.d), à partir de l'hypothèse que tout mouvement du modèle est le produit du facteur commun.

Le système du modèle est estimé en deux étapes. Dans un premier temps, par la méthode du filtre de Kalman (Bodart et Candelon, 2000 et Hamilton, 1989; Harvey, 1981), ensuite, par la méthode des vraisemblances.

III-2- Résultats et interprétations

Afin d'estimer le facteur commun pour les cycles des cinq pays de notre échantillon, il est essentiel de vérifier le niveau de corrélation entre les séries observées.

La corrélation entre le cycle de référence tunisien et celui des pays développés retenus est présentée dans la troisième section du deuxième chapitre. En examinant les niveaux de corrélation entre les cycles des différents pays partenaires et les Etats-Unis, il ressort des résultats une forte synchronisation entre les pays industrialisés, en particulier entre les pays européens (coefficient de corrélation proche de 1). Avec les Etats-Unis, le niveau de corrélation reste fort (entre 0,74 et 0,87) mais plus faible par rapport à celui enregistré entre les trois pays européens (supérieur à 0,91).

Par comparaison avec la Tunisie, les coefficients de corrélations croisées d'ordre 0 montrent une forte corrélation positive entre le cycle tunisien et ceux des trois pays partenaires commerciaux et des Etats-Unis. La corrélation la plus prononcée entre ces quatre pays et la Tunisie est celle de la France. Cette forte corrélation entre les cycles de référence des différents pays nous permet de passer à l'application du modèle.

Le vecteur des séries observées, X_{it} de l'équation (1) est composé des cycles de référence des cinq pays, à savoir la Tunisie, la France, l'Italie, l'Allemagne, et les Etats-Unis. Les données sont trimestrielles allant de 2000T1 à 2010T4. Le travail s'est limité à cette période parce que l'introduction des années 2011 et 2012 diminue fortement le niveau de corrélation, bien qu'elle reste significative entre 0,19 et 0,26.

Le facteur commun C_t est écrit sous la forme d'une régression d'ordre 2. Il en va de même pour le facteur spécifique u_{it} .

Les paramètres à estimer sont γ_i , $\psi_i(L)$, σ_{ε_i} . Le paramètre γ_i appelé *loading factors* mesure la sensibilité de chaque variable observée par rapport au facteur commun (Kose, Otrok et Whiteman, 2008; Kishor et Ssozi, 2011; Otrok et Whiteman, 1998; Wang, Gao et McNown, 2009). Les estimations sont réalisées avec le logiciel STATA.

Le tableau 20 regroupe les paramètres estimés du modèle dynamique à composante inobservables. D'abord, les résultats exhibent une forte persistance du facteur commun C_t . Ceci est montré par un coefficient positif et significatif associé au terme autorégressif d'ordre 1 du facteur commun. Ce coefficient est d'amplitude égale à 0,78.

La deuxième constatation issue de cette estimation concerne les facteurs γ_i . Les résultats montrent une significativité associée à tous les coefficients pour chaque pays, ce qui permet de déduire une forte synchronisation entre les cycles de référence des cinq pays capables de former un cycle commun.

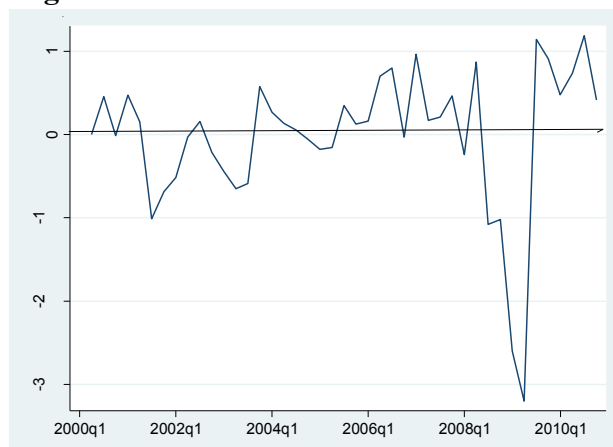
Toutefois la sensibilité des variables observées par rapport au facteur commun diffère d'un pays à l'autre. En effet, le facteur γ_i associé à la Tunisie est le plus faible (au niveau de l'amplitude et de la significativité) par rapport à ceux des autres pays. Ceci montre le faible rôle (relativement aux pays développés de l'échantillon) d'un choc commun dans l'économie mondiale sur l'activité économique globale en Tunisie.

Tableau 20: Estimation des paramètres du modèle dynamique à composante inobservable

Pays i	γ_i	ψ_i	σ_{ε_i}	Φ : les termes autorégressifs du C_t (AR(2))
Tunisie	0.002 (2.21)	-0.103 (0.67)	.00 (4.61)	0.7834 (4.21)
France	0.003 (6.73)	-.417 (2.36)	4.76e-06 (3.01)	-.24028 (-1.36)
Italie	0.004 (6.79)	-.002 (0.01)	4.97e-06 (2.20)	
Allemagne	0.005 (6.02)	-.025 (0.13)	.000 3.47	
Etats-Unis	0.003 (4.97)	-.089 (0.48)	.00 (4.08)	

La figure 13 représente l'allure du facteur commun regroupant le cycle commun des différents cycles de référence des cinq pays. D'après ce graphique, le cycle commun des cinq pays est perceptible dans les deux périodes de crise qu'a connue la conjoncture mondiale au cours de la période 2000T1-2010T4. Ceci est montré en particulier lors des trois creux en 2001, 2003, et 2009. Ceci correspond bien aussi aux résultats des faits stylisés trouvés avec l'algorithme BBQ dans le premier chapitre de cette présente thèse.

Figure 12 : Evolution du facteur commun C_t



Les résultats économétriques corroborent significativement la synchronisation du cycle économique tunisien avec ceux des PDE montrée par la méthode BBQ dans le premier chapitre. Les estimations du modèle à facteur inobservable permettent de conclure à un rôle significatif du facteur commun sur le cycle tunisien bien que l'amplitude reste faible relativement aux cycles des autres pays. Cela va aussi dans le sens de la relative similarité des structures économiques observée dans le deuxième chapitre entre les PIB de ces pays. De même, ces résultats correspondent à l'effet persistant du choc extérieur (choc de l'indice du prix du

pétrole) trouvé avec les estimations de la fonction de réaction. Ce qui permet de conclure que l'élaboration de la politique monétaire et budgétaire en Tunisie doit tenir compte des influences de l'économie mondiale sur la conjoncture tunisienne.

III-3- Les déterminants de la synchronisation

Après la validation économétrique de la synchronisation du cycle économique tunisien avec ceux des pays développés, il s'impose de s'interroger sur les déterminants de cette synchronisation.

III-3-1- Revue de la littérature

Au niveau de la littérature, Imbs (2004) utilise à la fois des données internationales et intra nationales pour évaluer les liens entre le commerce de marchandises, le commerce des actifs financiers, la spécialisation et la synchronisation des cycles économiques dans le cadre d'un système d'équations simultanées en adoptant la méthode d'estimation TSLS. Le travail est fait sur 18 pays industrialisés durant une période allant de 1983:T1 à 1998:T3.

L'effet global du commerce sur la synchronisation des cycles économiques est fortement confirmé dans cette étude, une bonne partie de cet effet se faisant effectivement à travers le commerce intra-branche. Deux économies ayant des structures économiques similaires sont beaucoup plus synchronisées, toutes choses égales par ailleurs. De même, l'intégration financière a un effet direct et indirect sur la synchronisation des cycles économique.

Baxter et Kouparitsas (2004) utilisent une base de données pour 100 pays développés et en développement. Le but de cet article est de déterminer quelles sont les variables économiques et géographiques qui sont en corrélation avec la synchronisation des cycles économiques. Les variables sont le commerce, la similarité de la structure industrielle, l'union monétaire, l'ampleur du commerce dans chaque pays, les dotations factorielles, la distance entre les pays, la langue commune, la contiguïté, etc. Pour identifier les déterminants de la synchronisation, les auteurs utilisent l'approche robuste "extreme bounds analysis" (EBA), prônée par Leamer (1983) et utilisée de manière efficace par Levine et Renelt (1992) dans leur analyse des régressions de la croissance pour tester la robustesse des coefficients estimés.

La forme générale de la régression utilisée pour l'EBA est la suivante :

$$Y = \beta_i I + \beta_m M + \beta_z Z + u$$

où Y est un vecteur Y_{ij} des corrélations des cycles économiques entre paires de pays i et j .

L'EBA est effectuée en faisant varier l'ensemble des variables Z retenues dans la régression pour une variable particulière M . Les variables Z sont des variables supposées importantes pour expliquer Y . La variable M est testée pour sa robustesse. A partir de ces régressions, l'EBA détermine les valeurs les plus élevées et les plus basses des intervalles de confiance construits à partir des β_m estimés. Nous dirons que la variable M est robuste si les valeurs les plus élevées et les plus basses sont de même signe. Cette méthode a été utilisée par plusieurs auteurs comme Djennas et al. (2013) et Böwer et Guillemineau (2006).

Les résultats de l'étude de Baxter et Kouparitsas (2004) montrent que le poids des échanges entre deux pays est solidement liée au degré de corrélation de leurs cycles économiques. Trois autres indicateurs s'avèrent robustes pour la synchronisation des cycles. Le premier indique que les deux pays sont des pays industrialisés, le deuxième indique que les deux pays sont des pays en développement. Le troisième est une variable géographique présentée par la distance entre deux capitales des deux pays. Cette dernière est liée négativement à la corrélation des cycles économiques. Par contre, les résultats ont montré que ni la similitude des structures économiques ni l'appartenance à une union monétaire ne sont corrélées significativement avec la synchronisation des cycles économiques.

Inklaar, Jong-A-Pin et De Haan (2008) réexaminent la relation entre l'intensité des échanges commerciaux et la synchronisation des cycles économiques pour 21 pays de l'OCDE au cours de la période 1970-2003. Les auteurs estiment un modèle multivarié incluant des variables de politiques monétaires et budgétaires ainsi que les caractéristiques structurelles et testent la méthode d'estimation la plus adéquate en utilisant le test de Hausman. Les résultats de cette étude montrent que le commerce affecte la synchronisation des cycles économiques, mais l'effet est beaucoup plus petit que celui trouvé par Frankel et Rose (1998). Inklaar, Jong-A-Pin et De Haan (2008) constatent également que mis à part le niveau des échanges commerciaux, la spécialisation a un fort impact sur la synchronisation des cycles économiques. En outre, et contrairement aux résultats trouvés dans l'étude de Baxter et Kouparitsas (2004), la similarité des politiques budgétaires et monétaires a un impact positif sur la synchronisation des cycles économiques. L'impact de ces facteurs sur la synchronisation des cycles économiques est à peu près aussi grand que l'impact de l'intensité des échanges commerciaux.

III-3-2- Estimations et interprétations

Pour identifier les déterminants de la synchronisation nous estimons le système d'équation suivant :

$$\text{cortf}_t = b_1 \text{dif}_t + b_2 \text{rem}_t + b_3 \text{ipmp}_t + b_4 \text{ipp}_t + b_5 \text{tmmeu}_t + b_6 \text{xt}_t + b_7 \text{mt}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{cortg}_t = b_8 \text{dig}_t + b_9 \text{rem}_t + b_{10} \text{ipmp}_t + b_{11} \text{ipp}_t + b_{12} \text{tmmeu}_t + b_{13} \text{xt}_t + b_{14} \text{mt}_t + \gamma_t \quad (2)$$

$$\text{corti}_t = b_{15} \text{dii}_t + b_{16} \text{rem}_t + b_{17} \text{ipmp}_t + b_{18} \text{ipp}_t + b_{19} \text{tmmeu}_t + b_{20} \text{xt}_t + b_{21} \text{mt}_t + \omega_t \quad (3)$$

$$\text{cortu}_t = b_{22} \text{diu}_t + b_{23} \text{rem}_t + b_{24} \text{ipmp}_t + b_{25} \text{ipp}_t + b_{26} \text{tmmeu}_t + b_{27} \text{xt}_t + b_{28} \text{mt}_t + \mu_t \quad (4)$$

Les variables dépendantes (cortf), (cortg), (corti) et (cortu) représentent respectivement la corrélation dynamique entre la Tunisie et la France, l'Allemagne, l'Italie et les Etats-Unis.

Les variables explicatives sont la demande intérieure en France (dif), la demande intérieure en Allemagne (dig), la demande intérieure en Italie (dii), la demande intérieure aux Etats-Unis (diu), les envois des immigrants (rem), l'indice des prix internationaux des matières premières (ipmp), l'indice du prix du pétrole (ipp), le taux d'intérêt sur le marché monétaire dans la zone euro (tmmeu), les exportations tunisiennes (xt) et les importations (mt). ε_t , γ_t , ω_t et μ_t sont les termes d'erreurs. Les variables explicatives sont choisies à partir des résultats des faits stylisés. Ont été retenues les variables qui ont montré une relation significative avec les corrélations dynamiques.

Nous utilisons la méthode des variables instrumentales (GMM) pour estimer le système d'équation (1), (2), (3) et (4). C'est une approche largement développée dans les estimations des déterminants de la croissance économique (Bond, Hoeffler et Temple, 2001). Elle permet de surmonter plusieurs problèmes, notamment le problème d'endogénéité des variables explicatives, le problème des variables omises et le problème des erreurs de mesure.

Un problème se manifeste par le fait que les variables explicatives dans les équations sont des variables expliquées dans d'autres. Par exemple, un renforcement de la corrélation du cycle tunisien avec ceux des PDE peut entraîner un niveau d'exportations plus élevé et vice versa. Le problème d'endogénéité et l'interdépendance des variables tourmentent tout travail empirique de ce type. Le deuxième problème réside dans le fait qu'il peut avoir une omission d'autres déterminants de la corrélation des cycles et qui sont en même temps corrélés avec les

variables explicatives. Le troisième inconvénient est lié aux erreurs de mesure des variables explicatives.

Les estimations avec la méthode GMM permettent de surmonter ces trois problèmes en utilisant des instruments exogènes pour les variables explicatives. Dans la littérature, les instruments parfois utilisés sont des variables géographiques du fait de leur caractère prédéterminé comme la superficie, la population, la distance entre les capitales des deux pays, etc. Néanmoins, Inklaar, Jong-A-Pin et De Haan (2008) critiquent le caractère exogène de ces variables, en affirmant que les variables géographiques elles aussi peuvent être endogènes avec des variables comme la similarité des politiques économiques et les niveaux de corrélation de leurs politiques économiques et de leurs cycles. Par exemple, plus les pays sont proches plus leurs cycles peuvent être synchronisés et le niveau de leurs échanges commerciaux bilatéraux élevés. Pour cela, en nous référant à différentes études, nous utilisons comme instruments pour les équations (1), (2), (3) et (4) les variables retardées d'une période.

Tableau 21: Les déterminants de la synchronisation : les estimations GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)
Demandes intérieures (di)	122.6302 (5.54)*	284.883 (2.28)*	119.0257 (2.20)*	22.04261 (0.97)
Envois des immigrés (rem)	1.120485 (0.33)	-4.45013 (-0.54)	-4.241767 (-1.24)	-6.86195 (-1.83)**
Indice des prix internationaux des matières premières (ipmp)	-6.108863 (-3.27)*	-19.7772 (-2.18)*	-10.20429 (-1.99)*	-1.160017 (-0.40)
Indice des prix de pétrole (ipp)	.0706767 (0.07)	4.777435 (1.57)	1.196355 (0.92)	-1.235465 (-1.05)
Taux de marché monétaire en zone euros (tmmeu)	-1.448185 (-2.09)*	-3.193855 (-1.65)**	-1.433692 (-1.63)	-1.633581 (-2.41)*
Exportations tunisiennes (xt)	-7.081264 (-2.04)*	-3.865858 (-0.54)	-3.00842 (-0.99)	5.21047 (1.44)
Importations tunisiennes (mt)	5.54702 (1.98)*	-5.710397 (-0.87)	2.837174 (0.95)	1.952832 (0.75)

Les valeurs entre parenthèses sont les t de student. * et ** signifie respectivement une significativité au seuil de 5% et 10%.

Les résultats des estimations GMM sont reportées dans le tableau 21. Il apparaît que la demande intérieure en France et les importations tunisiennes ont un effet positif et significatif sur la corrélation entre le cycle tunisien et français. Les résultats montrent aussi une contribution significative mais de signe négatif de l'indice des prix des matières premières, du taux du marché monétaire en zone euro et des exportations tunisiennes dans la synchronisation du cycle tunisien et français. Toutefois, les envois des immigrés et l'indice du prix du pétrole ne présentent aucune relation avec la synchronisation de ces deux cycles.

Quant à la synchronisation avec le cycle économique allemand, la demande intérieure allemande a un effet positif et significatif sur la corrélation du cycle tunisien avec celui de l'Allemagne. L'indice du prix des matières premières montre aussi un coefficient significatif. Le troisième déterminant de la synchronisation entre la Tunisie et l'Allemagne est le taux du marché monétaire en zone euro au seuil de 10%. Mais, contrairement à la France, les exportations et les importations ne montrent aucun effet sur la synchronisation du cycle tunisien avec l'Allemagne. Ce résultat est différent à celui trouvé généralement dans la littérature où l'intensité des échanges commerciaux constitue un déterminant dans la synchronisation des cycles. On peut peut-être expliquer ceci par le fait que le commerce est mesuré dans la littérature par le ratio somme des exportations et des importations sur le PIB alors qu'ici le commerce est mesuré par la valeur séparée des exportations et des importations. On peut avancer aussi que le commerce et les cycles allemands sont particuliers. En outre, comme c'est montré avec la France, les envois des immigrés et l'indice du prix du pétrole n'ont pas montré un impact significatif avec la synchronisation du cycle tunisien avec celui de l'Allemagne.

La transmission de fluctuations de l'Italie vers la Tunisie se propage à travers la demande intérieure italienne, l'indice des prix des matières premières et le taux du marché monétaire en zone euro. Ce dernier est associé à un coefficient négatif et significatif au seuil de 10%. Comme en Allemagne, les envois des immigrés et l'indice des prix ne montrent aucun lien avec la synchronisation du cycle tunisien avec celui de l'Italie.

Concernant la synchronisation du cycle tunisien avec celui des Etats-Unis, les résultats trouvés sont différents à ceux trouvés avec les principaux partenaires commerciaux européens. En effet, on constate un rôle significatif des envois des immigrés dans la synchronisation du cycle tunisien avec celui des Etats-Unis. Un rôle significatif est montré aussi avec le taux du marché monétaire en zone euro. On remarque que la transmission des fluctuations américaines vers la Tunisie passe par deux variables "européennes". Ceci valide les résultats issus de la méthode BBQ dans le chapitre I qui montrent que la synchronisation de l'économie tunisienne s'est avérée très prononcée avec les cycles des pays européens. Le décalage avancé de un à deux trimestres entre les points de retournement du cycle des Etats-Unis et ceux des pays européens montre bien la transmission rapide des fluctuations économiques américaines aux pays européens, et qui par la suite devient quasi immédiate sur la conjoncture économique tunisienne.

Pour conclure, les exportations et les importations tunisiennes n'ont montré un rôle significatif qu'avec le premier partenaire commercial, la France. Pour les Etats-Unis, les fluctuations sont transmises à travers deux variables "européennes" le taux de marché monétaire en zone euro et les envois des immigrés. Ce qui montre le rôle intermédiaire des pays partenaires commerciaux européens dans la transmission des fluctuations américaines, voire internationales à l'économie tunisienne.

CONCLUSION

Ce troisième et dernier chapitre a donné une évaluation des chocs externes et internes sur le cycle économique tunisien et a spécifié les mécanismes à travers lesquels ces chocs se propagent à l'économie tunisienne. Il a apporté une validation économétrique des faits stylisés présentés dans le premier et le deuxième chapitres. Les estimations du modèle VAR structurel montrent que trois chocs parmi les cinq étudiés contribuent le plus à la variance du PIB tunisien. Ce sont les chocs d'offre, monétaire et extérieur. L'importance du choc monétaire sur la sphère réelle confirme la nouvelle synthèse néoclassique pour l'économie tunisienne.

L'effet significatif et persistant du choc extérieur sur le PIB tunisien nous a conduits dans la deuxième section à s'interroger sur le degré d'influence d'un choc international commun sur l'économie tunisienne. Le travail a adopté le modèle à facteur inobservable de Stock et Watson pour évaluer la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE. Les résultats ont montré un rôle significatif du facteur commun sur le cycle tunisien. Pour les déterminants de la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE, la transmission des fluctuations des pays partenaires commerciaux passe à travers les demandes intérieures, l'indice des prix des matières premières et le taux du marché monétaire en zone euro. Les exportations et les importations tunisiennes n'ont montré un rôle significatif qu'avec le premier partenaire commercial, la France. Pour les Etats-Unis, l'effet est indirect, les fluctuations sont transmis à travers deux variables "européennes", le taux du marché monétaire en zone euro et les envois des immigrés. Ce qui montre le rôle intermédiaire des pays partenaires commerciaux européens dans la transmission des fluctuations américains et internationales à l'économie tunisienne.

Conclusion générale

La thèse a donné une identification des cycles économiques tunisiens, leur degré de synchronisation avec les cycles économiques de la France, l'Italie, l'Allemagne et des Etats-Unis, et les canaux de transmission des fluctuations de ces quatre pays sur la conjoncture économique tunisienne. On peut résumer son apport sur le plan méthodologique et analytique.

Sur le plan méthodologique, la contribution de la thèse réside dans l'application du modèle dynamique à facteur inobservable en Tunisie. Ce modèle permet de prendre en compte l'information apportée par un grand nombre de variables, en résumant cette information sous la forme d'un petit nombre de variables latentes. Les variables sont chacune supposées être la somme de deux composantes inobservables orthogonales : une composante engendrée par des facteurs communs à l'ensemble des variables et une composante idiosyncratique (Barhoumi, Darné et Ferrara, 2013 ; Bessec et Doz, 2013).

Sur le plan empirique, les résultats trouvés dans cette thèse sont de différents ordres. Le cycle des taux de croissance annuelle de la Tunisie entre 1961 et 2010 ne présente pas de synchronisation avec celui des PDE. À partir de 2003, le cycle des taux de croissance tunisien tend à être synchronisé de manière perceptible avec celui des autres pays étudiés. Cela nous a conduit à étudier le degré de synchronisation avec la méthode BBQ de Harding et Pagan (2002, 2006) sur la période 2000T1-2012T1. La synchronisation de l'économie tunisienne s'est avérée très prononcée avec les cycles des pays européens, qui eux-mêmes sont liés avec un retard d'un trimestre au cycle américain.

La forte synchronisation entre les cycles est observée aussi avec la méthode des moments. Les résultats issus de cette méthode montrent un comportement pro cyclique des exportations, des importations, de l'investissement, de la dette extérieure, de l'indicateur de corruption, et de l'agrégat monétaire M_1 vis-à-vis de l'activité réelle. Les IDE, la consommation, le niveau des prix et les envois des immigrants ont montré un comportement acyclique, absence de corrélation, avec le cycle du PIB. Au niveau sectoriel, le cycle tunisien du PIB a montré une corrélation positive essentiellement avec l'investissement dans l'agriculture et les services. Du côté des importations et des exportations, le coefficient de corrélation le plus fort est enregistré pour le secteur des industries mécaniques.

Concernant l'impact des variables extérieures, les demandes intérieures de la France, de l'Allemagne et de l'Italie ont montré un rôle amplificateur sur les cycles de l'économie tuni-

sienne dans le même trimestre. Pour les Etats-Unis, la demande intérieure a aussi un comportement pro cyclique vis-à-vis du cycle tunisien. Cependant, les coefficients de corrélation temporelle montrent que ce comportement est avancé de deux trimestres. Les autres variables externes qui ont montré un comportement pro cyclique avec le cycle de référence tunisien sont : le taux d'intérêt de la Banque centrale européenne, le taux du marché monétaire dans la zone euro, le taux du marché monétaire des Etats-Unis, l'indice des prix internationaux des matières premières importées et l'indice du prix du pétrole. Par contre, les variables comme l'indice des prix à la consommation dans les PDE et les taux de change réels mesurés par l'indice des prix à la consommation relatifs ne présentent pas de lien.

Pour les canaux de transmission, l'analyse a pu montrer que les fluctuations des PDE peuvent se transmettre à l'économie tunisienne à travers :

- Les demandes intérieures des PDE qui affectent directement les exportations et les importations tunisiennes.
- Les envois des immigrés tunisiens.
- Les prix internationaux des matières premières et en particulier les prix du pétrole.
- Les taux d'intérêt sur le marché monétaire dans la zone euro.

Ainsi, les faits stylisés nous ont permis de conclure que le cycle économique tunisien est sensible aux trois catégories de variables étudiées, réelles, monétaires et financières, ce qui confirme la théorie de la nouvelle synthèse néoclassique. L'application des deux modèles VAR structurel et le modèle dynamique à composante inobservable confirment les résultats des faits stylisés. En effet, les estimations du modèle VAR structurel ont montré que trois chocs parmi les cinq étudiés contribuent le plus à la variance du PIB tunisien. Ce sont le choc d'offre, le choc monétaire et le choc extérieur.

L'effet significatif et persistant du choc extérieur sur le PIB tunisien a conduit à nous interroger sur le degré d'influence d'un choc international sur l'économie tunisienne. Nous avons évalué la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE à partir du modèle à facteur inobservable de Stock et Watson. Les résultats montrent un rôle significatif du facteur commun sur le cycle tunisien. Pour les déterminants de la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE, la transmission des fluctuations des pays partenaires commerciaux passe à travers les demandes intérieures, l'indice des prix des matières premières et le taux de marché

monétaire en zone euro. Les exportations et les importations tunisiennes n'ont montré un rôle significatif qu'avec le premier partenaire commercial, la France. Pour les Etats-Unis, les fluctuations sont transmises à travers deux variables "européennes" le taux du marché monétaire en zone euro et les envois des immigrés. Ce qui montre le rôle intermédiaire des pays partenaires commerciaux européens dans la transmission des fluctuations américains et internationales à l'économie tunisienne.

La synchronisation du cycle tunisien avec celui de la France, de l'Italie, de l'Allemagne et des Etats-Unis permet de conclure que l'élaboration de la politique monétaire et budgétaire en Tunisie doit tenir compte en conjoncture des caractéristiques de l'économie mondiale.

La thèse requiert des analyses supplémentaires à partir de 2011-2012 sous l'effet notamment du décrochage de croissance Etats-Unis/Union européenne, des changements spécifiques que la Tunisie a connu et qui nécessitent de resituer la sensibilité de l'économie à certains facteurs internes. On peut noter aussi, à titre de prolongement, sur le plan méthodologique, l'utilisation du modèle VAR factoriel augmenté (Forni, Gambetti, et Sala (2014)) (factor augmented VAR) qui semble particulièrement pertinente dans l'étude des impulsions de la politique monétaire puisqu'il a l'avantage de combiner le modèle VAR standard et l'analyse des modèles à facteurs communs.

Bibliographie

- Agénor, P. R., C. J. McDermott, et E. S. Prasad. 2000. « Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts ». *The World Bank Economic Review* 14 (2): 251-85.
- Aguiar, M., et G. Gopinath. 2004. *Emerging market business cycles: The cycle is the trend*. National Bureau of Economic Research.
- Ahmed, S., A. Levin, et B. A. Wilson. 2004. « Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck? ». *The Review of Economics and Statistics* 86 (3): 824-32.
- Altug, S., et F. Canova. 2012. *Do Institutions and Culture Matter for Business Cycles?*. Koç University-TUSIAD Economic Research Forum Working Paper 1217.
- Ambler, S., E. Cardia, et C. Zimmermann. 2004. « International business cycles: What are the facts? ». *Journal of monetary economics* 51 (2): 257-76.
- Andersen, L. C., et K. M. Carlson. 1970. « A monetarist model for economic stabilization ». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Apr: 7-25.
- Andersen, L. C., et J. L. Jordon. 1968. « Monetary and fiscal actions: a test of their relative importance in economic stabilization ». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Nov: 11-23.
- Baccouche, ., R. Bouazizet, et M. Goaïed. 1997. « Croissance potentielle et fluctuations conjoncturelles en Tunisie ». *Economie internationale*, n° 69.
- Backus, D. K., P. J. Kehoe, et F. E. Kydland. 1992. « International real business cycles ». *Journal of political Economy* 100 (4): 745.
- Backus, D. K., et M. J. Crucini. 2000. « Oil prices and the terms of trade ». *Journal of International Economics* 50 (1): 185-213.
- Backus, D. K., et P. J. Kehoe. 1992. « International evidence on the historical properties of business cycles ». *The American Economic Review*, 864-88.
- Barhoumi, K., O. Darné, et L. Ferrara. 2013. « une revue de la littérature des modèles à facteurs dynamiques (Dynamic Factor Models: A Review of the Literature) ». http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2243625.
- Barsky, R. B., et L. Kilian. 2001. *Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative*. Working Paper 8389. National Bureau of Economic Research.
- Baxter, M., et R. G. King. 1999a. « Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series ». *Review of economics and statistics* 81 (4): 575-93.
- Baxter, M., et M. Kouparitsas. 2004. *Determinants of business cycle comovement: a robust analysis*. Working Paper Series WP-04-14. Federal Reserve Bank of Chicago.
- Baxter, M., et M. A. Kouparitsas. 2005. « Determinants of business cycle comovement: a robust analysis ». *Journal of Monetary Economics* 52 (1): 113-57.

-
- Bayoumi, T., et B. Eichengreen. 1992. *Shocking aspects of European monetary unification*. National Bureau of Economic Research.
- Ben Romdhane, Mahmoud. 2011. *Tunisie: Etat, économie et société : ressources politiques, légitimation et régulations sociales*. Tunis: Sud Editions.
- Bessec, M., et C. Doz. 2013. « Préviation à court terme de la croissance du PIB français à l'aide de modèles à facteurs dynamiques ». *Economie & prévision* 199 (1): 1-30.
- Blanchard, O., et J. Galí. 2007. « Real wage rigidities and the New Keynesian model ». *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (s1): 35-65.
- . 2010. « Labor markets and monetary policy: a new Keynesian model with unemployment ». *American economic journal: macroeconomics* 2 (2): 1-30.
- Blanchard, O. J., et D. Quah. 1990. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Blanchard, O. J., et M. W. Watson. 1987. *Are Business Cycles All Alike?*. Working Paper 1392. National Bureau of Economic Research.
- Blanchard, O., et J. Simon. 2001. « The long and large decline in US output volatility ». *Brookings papers on economic activity* 2001 (1): 135-74.
- Bodart, V., et B. Candelon. 2000. « Appréhender la conjoncture à l'aide de la méthode de Stock-Watson: une application à l'économie belge ». *Economie & prévision* 146 (5): 141-53.
- Boehm, E. A. 1998. *A review of some methodological issues in identifying and analysing business cycles*. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research.
- Boehm, E. A., et P. M. Summers. 1999. « Analysing and forecasting business cycles with the aid of economic indicators ». *International Journal of Management Reviews* 1 (3): 245-77.
- Bond, S. R., Anke Hoeffler, et Jonathan Temple. 2001. « GMM Estimation of Empirical Growth Models. »
- Böwer, U., et C. Guillemineau. 2006. « Determinants of business cycle synchronisation across euro area countries ».
- brack. 1997. « l'économie tunisienne entre ajustement et intégration - Réflexion Le ... » *yumpu.com*. <https://www.yumpu.com/fr/document/view/17229459/leconomie-tunisienne-entre-ajustement-et-integration-reflexion-le->.
- Bruneau, C., et O. De Bandt. 1998. *La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France*. Working paper 52. Banque de France.
- Bry, G., et C. Boschan. 1971. « Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs ». *NBER*, janvier.
- Burns, A. F., et W. C. Mitchell. 1946. « Measuring Business Cycles ». *NBER*, janvier.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et Charles Evans. 2001. *Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy*. National bureau of economic research.

- Christiano, L. J., et T. J. Fitzgerald. 1999. *The band pass filter*. National Bureau of Economic Research.
- Clarida, R., J.i Gali, et M. Gertler. 1999. *The science of monetary policy: a new Keynesian perspective*. National bureau of economic research.
- Cogley, T., et J. M. Nason. 1995. « Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research ». *Journal of Economic Dynamics and control* 19 (1): 253-78.
- Cooley, T. F., et G. D. Hansen. 1988. *The inflation tax in a real business cycle model*.
- Cooley, T.F., et E. C. Prescott. 1995. « Economic growth and business cycles ». *Frontiers of business cycle research*, 1-38.
- Di Giovanni, J., et A. A. Levchenko. 2010. « Putting the parts together: Trade, vertical linkages, and business cycle comovement ». *American Economic Journal: Macroeconomics* 2 (2): 95-124.
- Dixit, A. K., et J. E. Stiglitz. 1977. « Monopolistic competition and optimum product diversity ». *The American Economic Review*, 297-308.
- Dungey, M.i, et A. Pagan. 2000. « A structural VAR model of the Australian economy ». *Economic Record* 76 (235): 321-42.
- . 2009. « Extending a SVAR Model of the Australian Economy* ». *Economic Record* 85 (268): 1-20.
- Estrella, A. 2007. *Extracting business cycle fluctuations: What do time series filters really do?*. Staff Report, Federal Reserve Bank of New York.
- Elachhab, F. 2007. « Une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie ». *L'Actualité économique* 83 (3): 359-97.
- . 2009. « Décrire le cycle économique en Tunisie ». *Economie & prévision* n° 189 (3): 75-92.
- Fayolle, Jacky. 1993. « Décrire le cycle économique ». *Revue de l'OFCE* 45 (1): 161-97.
- Forni, M., L. Gambetti, et L. Sala. 2014. « No News in Business Cycles ». *The Economic Journal* 124 (581): 1168-91
- Fournier, J.Y. 2000. « Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King ». *Économie & prévision* 146 (5): 155-78.
- . 2011. *L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald*. Institut national de la statistique et des études économiques.
- Frankel, J. A., et A. K. Rose. 1998. « The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria ». *The Economic Journal* 108 (449): 1009-25.
- Friedman, M., et A. J. Schwartz. 1975. « Money and business cycles ». In *The State of Monetary Economics*, 32-78. NBER.

-
- Frisch, R. 1933. « Propagation problems and impulse problems in dynamic economics ».
- Gali, J. 1992. « How Well Does The IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data? ». *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 709-38.
- Gali, J. 1996. *Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations*. National bureau of economic research.
- Galí, J. 2008. *The new Keynesian approach to monetary policy analysis: Lessons and new directions*. Economics Working Paper 1075. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- . 2009. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press.
- Galí, J., et L. Gambetti. 2008. *On the sources of the great moderation*. National Bureau of Economic Research.
- Galí, J., et M. Gertler. 2007. *Macroeconomic modeling for monetary policy evaluation*. National Bureau of Economic Research.
- Gali, J., et T. Monacelli. 2005. « Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy ». *The Review of Economic Studies* 72 (3): 707-34.
- Gayer, C. 2007. *A fresh look at business cycle synchronisation in the euro area*. Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission.
- Gimet, C. 2007. « L'impact des chocs externes dans les économies du Mercosur : un modèle VAR structurel ». *Economie internationale* 110 (2): 107-36.
- Goodfriend, M. 2004. « Monetary policy in the new neoclassical synthesis: a primer ». *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 90 (3): 21-45.
- Goodfriend, M., et R. King. 1997. « The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy ». In *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*, 231-96.
- Gregory, A. W., A. C. Head, et Jacques Raynauld. 1997. « Measuring world business cycles ». *International Economic Review*, 677-701.
- Guay, A., et P. St.-Amant. 2005. « Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King filters provide a good approximation of business cycles? ». *Annales d'Economie et de Statistique*, 133-55.
- Guillaumin, C. 2009. « (A)symétrie et convergence des chocs macroéconomiques en Asie de l'Est : une analyse dynamique ». *Economie internationale* 114 (2): 29-68.
- Hairault, J. O., et T. Sopraseuth. 2008. « Fluctuations internationales et dynamique du taux de change ». *Economie & prévision*, n° 2: 65-91.
- Hamilton, J. D. 2011. *Historical oil shocks*. National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, J. D. 1989. « A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle ». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-84.

-
- Harding, D., et A. Pagan. 2006. *Measurement of business cycles*.
<http://ideas.repec.org/p/mlb/wpaper/966.html>.
- Harding, D., et A. Pagan. 2002. « Dissecting the cycle: a methodological investigation ». *Journal of monetary economics* 49 (2): 365-81.
- . 2006. « Synchronization of cycles ». *Journal of Econometrics* 132 (1): 59-79.
- Harvey, A. C. 1981. *The Econometric Analysis of Time Series*. Oxford: Philip Allan.
- Harvey, A. C., et A. Jaeger. 1993. « Detrending, stylized facts and the business cycle ». *Journal of applied econometrics* 8 (3): 231-47.
- Hayek, F. 1933 « Monetary theory and trade cycle » Mises institute.
- Hayek, F. 1935 « Prices and productions » Mises institute.
- Heitz, B., et al. 2006. « Synchronisation des cycles au sein du G7 et intégration commerciale et financière ». *Economie & prévision*, n° 1: 45-61.
- Hicks, J. R. 1937. « Mr. Keynes and the “classics”; a suggested interpretation ». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 147-59.
- Hodrick, R. J., et E. C. Prescott. 1997. « Postwar US business cycles: an empirical investigation ». *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1-16.
- Huh, H.S. 1999. « How well does the Mundell-Fleming model fit Australian data since the collapse of Bretton Woods? ». *Applied Economics* 31 (3): 397-407.
- Imbs, J. 2004. « Trade, finance, specialization, and synchronization ». *Review of Economics and Statistics* 86 (3): 723-34.
- Jean Louis, R., et D. Simons. 2014. « Business Cycles Synchronicity and Income Levels: Has Globalisation Brought Us Closer Than Ever? ». *The World Economy* 37 (5): 592-624.
- Inklaar, R., R. Jong-A-Pin, et J. De Haan. 2008. « Trade and business cycle synchronization in OECD countries—A re-examination ». *European Economic Review* 52 (4): 646-66.
- Keating, J. W. 1990. « Identifying VAR models under rational expectations ». *Journal of Monetary Economics* 25 (3): 453-76.
- Kieffer-Dupont, A. 2001. « Deux approches de l'économie quantitative dans l'entre-deux-guerres ». *Revue économique* Vol. 52 (3): 605-15.
- King, R. G. 2000. « The new IS-LM model: language, logic, and limits ». *Economic Quarterly-Federal Reserve Bank of Richmond* 86 (3): 45-103.
- King, R. G., et C. I. Plosser. 1984. « Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle ». *American Economic Review* 74 (3): 363-80.
- Kishor, N. K., et J. Ssozi. 2011. « Business Cycle Synchronization in the Proposed East African Monetary Union: An Unobserved Component Approach ».

-
- Kose, M. A., C. Otrok, et C. H. Whiteman. 2003. « International business cycles: World, region, and country-specific factors ». *American Economic Review*, 1216-39.
- Kose, M., C. Otrok, et C. H. Whiteman. 2008. « Understanding the evolution of world business cycles ». *Journal of International Economics* 75 (1): 110-30.
- Kose, M. A., et R. Riezman. 2001. « Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa ». *Journal of Development Economics* 65 (1): 55-80.
- Kouparitsas, M., et M. Baxter. 2003. « Trade structure, industrial structure, and international business cycles ».
- Kouparitsas, M. A. 1997. *North-South terms of trade: an empirical investigation*. Working Paper Series, Macroeconomic Issues WP-97-05. Federal Reserve Bank of Chicago.
- Kydland, F. E., et E. C. Prescott. 1982. « Time to build and aggregate fluctuations ». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-70.
- Kydland, F. E., et E. C. Prescott. 1998. « Business cycles: Real facts and a monetary myth ». *Real business cycles: a reader*, 383.
- Landais, B. 2008. *Leçons de politique monétaire*. De Boeck Supérieur.
- Leamer, E. E. 1983. « Let's take the con out of econometrics ». *The American Economic Review*, 31-43.
- Lemoine, M., et F. Pelgrin. 2003. « Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman ». *Revue de l'OFCE* n° 86 (3): 203-29.
- Leu, S.C.Y. 2011. « A New Keynesian SVAR model of the Australian economy ». *Economic Modelling* 28 (1-2): 157-68.
- Levine, R., et D. Renelt. 1992. « A sensitivity analysis of cross-country growth regressions ». *The American economic review*, 942-63.
- Long Jr, J. B., et C. I. Plosser. 1983. « Real business cycles ». *The Journal of Political Economy*, 39-69.
- Lucas, R. E. 1977. « Understanding business cycles ». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 5 (janvier): 7-29.
- Malgrange, P., et M. De Vroey. 2007. « Théorie et modélisation macro-économiques, d'hier à aujourd'hui ». *Revue française d'économie* 21 (3): 3-38.
- Massmann, M., et J. Mitchell. 2003. *Reconsidering the evidence: are Eurozone business cycles converging*. ZEI working paper.
- McCallum, B. T., et E. Nelson. 2000. *An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis*. National bureau of economic research.
- Mendoza, E. G. 1995. « The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations ». *International Economic Review*, 101-37.

-
- Mintz, I. 1969. « Dating Postwar Business Cycles: Methods And Their Application To Western Germany, 1950-67 ». *NBER*, janvier.
- . 1972. *Dating American Growth Cycles*. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Morrisson, C., et B. Talbi. 1996. *La croissance de l'économie tunisienne en longue période*. OCDE.
- Neumeyer, P. A., et F. Perri. 2005. « Business cycles in emerging economies: the role of interest rates ». *Journal of monetary Economics* 52 (2): 345-80.
- Okun, A. M. 1970. « Inflation : The Problems It Creates and the Policies It Requires ».
- Otrok, C., et C. H. Whiteman. 1998. « Bayesian leading indicators: measuring and predicting economic conditions in Iowa ». *International Economic Review*, 997-1014.
- Peaucelle, I. 1992. « Théories de la dynamique économique dans les années vingt en Russie ». *Revue française d'économie* 7 (4): 195-220.
- Pedersen, T. M. 2001a. « The Hodrick–Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 25 (8): 1081-1101.
- . 2001. « The Hodrick–Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 25 (8): 1081-1101.
- Plosser, C. I. 1989. « Understanding real business cycles ». *The Journal of Economic Perspectives*, 51-77.
- Prescott, E. C. 1986. « Theory ahead of business-cycle measurement ». In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25:11-44. North-Holland.
- Ravn, M. O., et Harald Uhlig. 2002. « On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations ». *Review of economics and statistics* 84 (2): 371-76.
- Ritschl, A., Samad Sarferaz, et Martin Uebele. 2008. *The US business cycle, 1867-1995: dynamic factor analysis vs. reconstructed national accounts*. SFB 649 discussion paper.
- Salanié, B. 1999. « Guide pratique des séries non-stationnaires ». *Économie & prévision* 137 (1): 119-41.
- Sargent, T. J., et C. A. Sims. 1977. « Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory ». *New Methods in Business Research, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis*.
- Schlicht, E. 2004. « Estimating the smoothing parameter in the so-called Hodrick-Prescott filter ». *IZA Discussion Paper No. 1054*.
- Sess, A, et Michel G. R. 2007. « Note sur les methodes univariées d'extraction du cycle économique. » *Brussels economic review* 50 (3).
- Sims, C. A. 1980. « Macroeconomics and reality ». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.

-
- . 1989. « Models and their uses ». *American Journal of Agricultural Economics* 71 (2): 489-94.
- Slutzky, E. 1937. « The summation of random causes as the source of cyclic processes ». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 105-46.
- Sobczak, N, G. Rabault, et C. Doz. 2014. « Décomposition tendance-cycle : estimations par des méthodes statistiques univariées ». *Économie & prévision* 120 (4): 73-93.
- Stock, J. H., et M. W. Watson. 1988. « A Probability Model of The Coincident Economic Indicators ». *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 2772.
- . 1999. « Business cycle fluctuations in US macroeconomic time series ». *Handbook of macroeconomics* 1: 3-64.
- . 2001a. « Vector autoregressions ». *Journal of Economic perspectives*, 101-15.
- . 2003a. « Has the business cycle changed and why? ». In *NBER Macroeconomics Annual 2002, Volume 17*, 159-230. MIT press.
- . 2003b. « Has the business cycle changed? Evidence and explanations ». In *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy, Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, Jackson Hole, Wyoming*.
- Stock, J. H., et M. W. Watson. 1988. « Testing for common trends ». *Journal of the American statistical Association*, 1097-1107.
- . 1993. *Introduction to« Business Cycles, Indicators and Forecasting »*. University of Chicago Press.
- Taylor, John B. 1993. « Discretion versus policy rules in practice ». In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39:195-214. Elsevier.
- Mises, V., L. 1933. «*The causes of the Economic crisis and other essays before and after the great depression*» Ludwig von Mises Institute.
- Wang, J., T. G., et R. McNown. 2009. « Measuring Chinese business cycles with dynamic factor models ». *Journal of Asian Economics* 20 (2): 89-97.
- Watson, M. W. 1986. *Vector autoregressions and cointegration*. Handbook of Econometrics. Elsevier.
- Wilmots, A.. 2003. *De Bourguiba à Ben Ali: L'étonnant parcours économique de la Tunisie (1960-2000)*. Essai. Editions L'Harmattan.
- Woodford, M. 2011. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
- Zarnowitz, V., et A. Ozyildirim. 2006. « Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles ». *Journal of Monetary Economics* 53 (7): 1717-39.

Annexe

Annexe n°1
Définition et sources des variables

Variables trimestrielles	Sources	Unité	Méthodes
PIB à prix constants de 2005 Secteur : - agriculture et pêche - industries manufacturières - industries non manufacturières - activités de services marchands	INS ¹	Millions de dinars	Somme des valeurs ajoutées par secteur d'activité à prix constants.
Indice des prix à la consommation	INS+ IFC	Indice, année de base 2000	Indice des prix à la consommation base 100 en 2000 calculé selon la méthode de "Laspeyres" qui se base sur les pondérations et les prix de l'année de base 2000.
Crédit intérieur	IFC +BCT ²	millions de dinars	Ensemble des crédits à l'économie (entreprises et ménages)
M ₁ et M ₂	IFC+ BCT	million de dinars	
Exportations	IFS+INS	millions de dinars	
Importations	IFS+INS	millions de dinars	
Importations Secteur : - Agriculture et industries agro-alimentaires - Textiles, habillements et cuirs - Industries mécaniques et électriques - Autres industries manufacturières - Energie et lubrifiants - Mines, phosphates et dérivés	INS	En dollar à prix constant	

¹ Institut national des statistiques - Tunisie.

² Banque centrale de la Tunisie.

Annexe

Exportations Secteur : - Agriculture et industries agro-alimentaires - Textiles, habillements et cuirs - Industries mécaniques et électriques - Autres industries manufacturières - Energie et lubrifiants - Mines, phosphates et dérivés	INS	En dollar à prix constant	
--	-----	---------------------------	--

Variables annuelles	Sources	Unité	Méthodes
Exportations bilatérales par pays	INS	millions de dinars	
Importations bilatérales par pays	INS	millions de dinars	
Investissements directs étrangers par pays d'origine	OCDE	millions de dollars	
Formation brute de capital fixe Secteurs : - agriculture et pêche - industries manufacturières - industries non manufacturières - services marchands	bct	en million de dinars	Agriculture et industries agro-alimentaires; Text. =Textiles, habillements et cuirs; Indus.Mécan. =Industries mécaniques et électriques ; Autres indust=Autres industries manufacturières; energ-lub. =Energie et lubrifiants ; min-phos =Mines, phosphates et dérivés.
Consommation privée	bct	en million de dinars	
Dette extérieure	BCT	en million de dinars	
Envois de fonds des émigrés	Banque mondiale	En million de dollars	
Pluviométrie	INS	Millimètres d'eau	

Corruption	Transparency international	Le score d'un pays indique la perception du niveau de corruption dans le secteur public sur une échelle de 0 - 10, où 0 signifie que le pays est perçu comme très corrompu et 10 signifie que le pays est perçu comme non corrompu.
------------	----------------------------	---

Variables extérieures	Sources	Unité	Méthodes
Indice des prix à la consommation relatif (IPR)	OCDE	2005=100	Positions concurrentielles par rapport aux prix relatifs à la consommation et aux coûts unitaires relatifs de main-d'œuvre sur l'économie totale exprimés en dollars. Le calcul des indicateurs de compétitivité fait appel à un système de pondération, qui prend en compte la structure de la concurrence tant sur les marchés d'exportation que sur les marchés d'importation des biens de 49 pays. Une augmentation de l'indicateur indique une appréciation effective réelle et une détérioration de la position concurrentielle.
Taux d'intérêt de la BCE (TiBCE)	EUROSTAT		
Taux d'intérêt du marché monétaire en zone euro (TMMEURO)	EUROSTAT		

Taux d'intérêt du marché monétaire aux Etats-Unis (TMME.U)	EUROSTAT		
Indice des prix à la consommation (IPC)	OCDE	2005=100	
Demandes intérieures (dde. Inter.)	OCDE		
Indices des prix internationaux des matières premières importées (IPMP)	INSEE	En euros - Base 100 en 2000	
Cours des matières premières importées : prix du pétrole brut (Ipx du pétrol)	INSEE	Prix en dollar US par baril	

Méthode de trimestrialisation

Des variables ne sont disponibles qu'en séries annuelles, par exemple les variables du commerce extérieur. Il est donc nécessaire de trimestrialiser ces données.

Plusieurs méthodes de trimestrialisation des agrégats peuvent être utilisées. Cayemite (2009) présente une typologie de ces différentes méthodes, en adoptant les méthodes de Chow-Lin, Fernandez et Litterman sur le PIB d'Haïti.

Dans cette présente thèse, nous avons adopté une méthode d'interpolation en utilisant le logiciel Eviews. Elle consiste à retenir un polynôme quadratique pour chaque observation de la série annuelle, puis à utiliser ce polynôme pour constituer les séries trimestrielles. La méthode d'interpolation consiste à prendre les trois points adjacents de la série source et en ajustant une fonction quadratique de sorte que la moyenne des données trimestrielles corresponde aux données annuelles observées.

Annexe n° 2

Les tests de diagnostic

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: CYCIPP CYCIPCT CYCIDE
 CYCTMMT CYCT
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.737488 - 0.314443i	0.801725
0.737488 + 0.314443i	0.801725
0.551883 - 0.544022i	0.774941
0.551883 + 0.544022i	0.774941
0.620658 - 0.450709i	0.767043
0.620658 + 0.450709i	0.767043
0.668727	0.668727
-0.360115	0.360115
-0.094077 - 0.342292i	0.354985
-0.094077 + 0.342292i	0.354985

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 08/27/14 Time: 16:49
 Sample: 2000Q1 2012Q4
 Included observations: 43

Dependent variable: CYCIPP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CYCIPCT	0.069052	2	0.9661
CYCIDE	0.706294	2	0.7025
CYCTMMT	0.159410	2	0.9234
CYCT	2.411735	2	0.2994
All	3.642342	8	0.8879

Dependent variable: CYCIPCT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CYCIPP	0.313024	2	0.8551
CYCIDE	5.080486	2	0.0788
CYCTMMT	7.560957	2	0.0228
CYCT	5.197614	2	0.0744
All	16.97216	8	0.0304

Dependent variable: CYCIDE

Annexe

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CYCIPP	1.213956	2	0.5450
CYCIPCT	3.511297	2	0.1728
CYCTMMT	2.270661	2	0.3213
CYCT	0.091803	2	0.9551
All	7.417363	8	0.4923

Dependent variable: CYCTMMT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CYCIPP	11.37823	2	0.0034
CYCIPCT	0.123213	2	0.9403
CYCIDE	2.494982	2	0.2872
CYCT	1.962703	2	0.3748
All	16.18428	8	0.0398

Dependent variable: CYCT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CYCIPP	2.463749	2	0.2917
CYCIPCT	1.377971	2	0.5021
CYCIDE	3.882330	2	0.1435
CYCTMMT	6.835693	2	0.0328
All	9.287438	8	0.3186

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Estimated from Structural VAR

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 08/27/14 Time: 19:09

Sample: 2000Q1 2012Q4

Included observations: 43

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.123582	9.047469	1	0.0026
2	-0.155635	0.173592	1	0.6769
3	1.108644	8.808492	1	0.0030
4	-0.057613	0.023788	1	0.8774
5	0.339695	0.826979	1	0.3631
Joint		18.88032	5	0.0020

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.951366	6.822358	1	0.0090
2	1.518221	3.933906	1	0.0473
3	4.710618	5.242800	1	0.0220
4	2.232417	1.055622	1	0.3042
5	1.862939	2.316460	1	0.1280
Joint		19.37114	5	0.0016

Annexe

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	15.86983	2	0.0004
2	4.107498	2	0.1283
3	14.05129	2	0.0009
4	1.079409	2	0.5829
5	3.143439	2	0.2077
Joint	38.25146	10	0.0000

Annexe n°3

Résultats des estimations du modèle VAR Structurel

Structural VAR Estimates

Date: 05/23/15 Time: 14:00

Sample (adjusted): 2000Q3 2011Q1

Included observations: 43 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 5 iterations

Structural VAR is over-identified (10 degrees of freedom)

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: long-run pattern matrix

Long-run response pattern:

1	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0
C(2)	C(5)	1	0	0
C(3)	0	0	1	0
C(4)	0	0	0	1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.003356	0.152499	0.022004	0.9824
C(2)	0.580586	0.152707	3.801961	0.0001
C(3)	0.137861	0.152499	0.904013	0.3660
C(4)	0.031513	0.152499	0.206646	0.8363
C(5)	0.052299	0.152499	0.342951	0.7316

Log likelihood -37.56073

LR test for over-identification:

Chi-square(10) 934.7699 Probability 0.0000

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000

Estimated B matrix:

0.386347	-0.362945	0.057505	-0.099694	-0.281299
-0.000887	0.472640	0.000570	0.006526	-0.075174
-0.237093	-21.97782	0.788555	-2.249501	-0.362923
0.009346	0.211438	-0.019104	0.249516	-0.469596
0.005535	0.193552	-0.011703	0.103227	0.384265

Résultats des estimations du modèle à facteur commun.
Dynamic-factor model

Sample: 2000q2 - 2010q4 Number of obs = 43
 Wald chi2(12) = 119.64
Log likelihood = 842.77626 Prob > chi2 = 0.0000

		OIM		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
		Coef.	Std. Err.				
-----+-----							
f							
	f						
	L1.	.7834973	.1860795	4.21	0.000	.4187881	1.148206
	L2.	-.24028	.1760689	-1.36	0.172	-.5853687	.1048088
-----+-----							
De.cyct							
	e.cyct						
	LD.	-.1031224	.1550649	-0.67	0.506	-.407044	.2007992
-----+-----							
De.cycu							
	e.cycu						
	LD.	-.0897051	.1859084	-0.48	0.629	-.4540789	.2746686
-----+-----							
De.cyci							
	e.cyci						
	LD.	-.0024266	.2447191	-0.01	0.992	-.4820671	.477214
-----+-----							
De.cycg							
	e.cycg						
	LD.	-.025185	.1881843	-0.13	0.894	-.3940194	.3436494
-----+-----							
De.cycf							
	e.cycf						
	LD.	-.4179103	.1767861	-2.36	0.018	-.7644047	-.0714159
-----+-----							
D.cyct							
	f	.0020999	.0009498	2.21	0.027	.0002384	.0039614
-----+-----							
D.cycu							
	f	.0033664	.0006769	4.97	0.000	.0020397	.0046932
-----+-----							
D.cyci							
	f	.0047796	.0007041	6.79	0.000	.0033997	.006159
-----+-----							
D.cycg							
	f	.0057559	.0009566	6.02	0.000	.003881	.0076308
-----+-----							
D.cycf							
	f	.0032273	.0004795	6.73	0.000	.0022875	.0041671
-----+-----							
var(De.cyct)		.0000692	.000015	4.61	0.000	.0000397	.0000986
var(De.cycu)		.0000203	4.98e-06	4.08	0.000	.0000105	.0000301

Annexe

var(De.cyci)	4.97e-06	2.26e-06	2.20	0.028	5.34e-07	9.40e-06
var(De.cycg)	.0000169	4.87e-06	3.47	0.001	7.35e-06	.0000265
var(De.cycf)	4.76e-06	1.58e-06	3.01	0.003	1.66e-06	7.87e-06

Note: Tests of variances against zero are conservative and are provided only for reference.

Table des matières

Introduction générale	8
CHAPITRE I : Évaluation du cycle économique tunisien et comparaison avec la conjoncture mondiale	12
Section I : Mesures et définitions des cycles économiques : revue méthodologique.....	12
I-1 Cycles classiques.....	12
I-2 Cycles de croissance.....	18
Section II : Caractéristiques des fluctuations annuelles du PIB tunisien de 1961 à 2010.....	24
II-1- Fluctuations du taux de croissance entre 1961 à 1977 : principaux événements en Tunisie et à l'échelle internationale	26
II-2- 1979-1995 : La période du premier plan d'ajustement structurel et de la "grande crise" en Tunisie.....	29
II-3- L'évolution des taux de croissance entre 1996 et 2010.....	31
Section III. Datations trimestrielles des cycles économiques tunisiens depuis l'entrée en vigueur de l'accord de libre échange avec l'UE en 1995	33
III-1- L'extraction de la composante cyclique : application du filtre H-P sur les PIB pour la période 2000T1-2012T1	34
III-2- Datation des points de retournement par la méthode BBQ.....	38
Chapitre II : Propriétés au niveau global et sectoriel du cycle économique tunisien et degré de synchronisation avec la conjoncture mondiale : faits stylisés.....	45
Section I : La structure industrielle de l'économie tunisienne en comparaison avec celles des pays développés.....	45
I-1-La décomposition structurelle du PIB réel.....	46
I-2- La décomposition sectorielle des échanges commerciaux.....	48
Section II : La nature des sources des chocs internes.....	51
II-1- L'écart type dynamique des cycles de référence et des cycles spécifiques	51
II -2- Le co-mouvement des variables macro-économiques internes	54

Section III : Synchronisation ou désynchronisation du cycle économique tunisien avec la conjoncture mondiale	62
III-1- Examen du co-mouvement du cycle de référence tunisien avec la conjoncture économique des PDE	63
III-2- Les canaux de transmission.....	70
CHAPITRE III : Une évaluation des chocs externes et internes sur le cycle économique tunisien : application de la nouvelle synthèse néoclassique	83
Section I : La nouvelle synthèse Néoclassique : une synthèse des théories des cycles.....	83
I-1- La synthèse néoclassique	84
I-2- La théorie des cycles réels	87
I-3- Le rôle de la politique monétaire dans la NSN	90
Section II : Validation économétrique de la nouvelle synthèse néoclassique sur l'économie tunisienne : Modèle VAR structurel.....	94
II-1 – Présentation du modèle et des tests de robustesse	94
II-2- Identifications des restrictions : revue de la littérature.....	99
II-3- Résultats et discussion	104
Section III: L'impact des cycles économiques mondiaux sur la conjoncture tunisienne : application de l'approche de Stock-Watson	112
III-1- Présentation du modèle	112
III-2- Résultats et interprétations	113
III-3- Les déterminants de la synchronisation	116
Conclusion générale	122

Liste des figures

Figure 1: Gains des filtres passe-bande et H-P	23
Figure 2: Écart entre le taux de croissance annuel et le taux de croissance moyen tunisien ..	25
Figure 3: Ecart entre les taux de croissance annuels et le taux de croissance moyen pour les PDE	28
Figure 4: Les fluctuations et tendance du PIB réel tunisien entre 2000-T1 et 2012-T1 extraites par le filtre H-P	35
Figure 5: L'évolution du cycle économique du PIB global et sectoriel de l'économie tunisienne et des PDE.....	37
Figure 6 : Ecart type dynamique des composantes cycliques des PIB	53
Figure 7: La relation entre les variables réelles et la synchronisation du cycle tunisien avec les cycles des PDE.....	72
Figure 8: La relation entre les variables nominales et la synchronisation du cycle tunisien avec les cycles des PDE	74
Figure 9: La relation entre les variables financières et la synchronisation du cycle tunisien avec les PDE.....	79
Figure 10: L'équilibre IS-LM	85
Figure 11: Fonction de réaction du PIB (cyct) à une augmentation d'une unité de l'écart type des chocs structurels.....	109
Figure 12 : Evolution du facteur commun C_t	115

Liste des tableaux

Tableau 1: Identification des caractéristiques selon l’approche de Harding et Pagan (2002) des composantes cycliques du PIB global et par secteur	42
Tableau 2: Datation des points de retournement des cycles de référence de la Tunisie et des PDE	43
Tableau 3: Part des secteurs dans le PIB au coût des facteurs (en %)	46
Tableau 4: Structure industrielle des pays partenaires commerciaux	47
Tableau 5: Part des dépenses finales dans le PIB (en %).....	47
Tableau 6: Parts des dépenses finales dans le PIB pour les PDE (en %).....	48
Tableau 7: Décomposition sectorielle des exportations de marchandises (en %)	48
Tableau 8: Décomposition sectorielle des importations de marchandises de la Tunisie (en %)	49
Tableau 9: La structure industrielle des exportations dans les PDE (en %)	50
Tableau 10: La structure industrielle des importations dans les PDE (en %).....	50
Tableau 11: L’écart type des cycles économiques de la Tunisie et des PPC.....	53
Tableau 12: Les propriétés cycliques de l’économie tunisienne.....	53
Tableau 13: la corrélation croisée temporelle avec le PIB tunisien.....	58
Tableau 14: Les propriétés cycliques intersectorielles : corrélation croisée avec le cycle économique tunisien.....	59
Tableau 15: Les propriétés cycliques intersectorielles: la corrélation croisée temporelle avec le PIB tunisien	61
Tableau 16: Corrélation croisée entre les cycles économiques des PPC, des Etats-Unis et de la Tunisie.....	64
Tableau 17: La corrélation croisée et temporelle des variables externes avec le PIB tunisien	67
Tableau 18: Les critères d'information pour un nombre de retards optimal	106
Tableau 19: Décomposition de la variance du PIB tunisien	111

Tableau 20: Estimation des paramètres du modèle dynamique à composante inobservable 115

Tableau 21: Les déterminants de la synchronisation : les estimations GMM 119

Résumé

L'objectif de la thèse est d'étudier les cycles économiques en Tunisie en se centrant principalement sur les questions suivantes : Quel est leur degré de synchronisation avec les fluctuations économiques des pays développés et quels sont les mécanismes de transmission de ces fluctuations sur l'économie tunisienne ? Pour répondre à cette problématique, le travail est divisé en trois chapitres. Le premier chapitre cherche à retracer les cycles économiques tunisien comparés aux cycles économiques mondiaux, représentés par quatre pays développés (PDE) : la France, l'Italie, l'Allemagne (qui sont les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie) et les Etats-Unis (du fait de leur poids dans l'économie mondiale). Dans le deuxième chapitre, le travail introduit l'extraction des composantes cycliques d'autres variables macro-économiques internes (globales et sectorielles) et externes à l'économie tunisienne, afin d'identifier les sources des chocs et les canaux à travers ces chocs sont transmis. Le dernier chapitre a pour objet une validation économétrique des résultats descriptifs des faits stylisés données au premier et au deuxième chapitre, et de savoir à quel degré la nouvelle synthèse néoclassique peut être appliquée à l'économie tunisienne.

Les résultats des faits stylisés montrent que le cycle économique tunisien est sensible aux trois catégories de variables étudiées, réelles, monétaires et financières, confirmant ainsi la théorie de la nouvelle synthèse néoclassique. L'application des modèles, VAR structurel et modèle dynamique à composante inobservable, valide les résultats des faits stylisés. En effet, les estimations du modèle VAR structurel montrent que les trois chocs qui contribuent le plus à la variance du PIB tunisien sont les chocs d'offre, les chocs monétaires et les chocs extérieurs. Concernant l'évaluation de la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE à partir du modèle à facteur inobservable de Stock et Watson, les résultats montrent un rôle significatif du facteur commun sur le cycle tunisien. Pour les déterminants de la synchronisation du cycle tunisien avec ceux des PDE, la transmission des fluctuations des pays partenaires commerciaux paraît se faire à travers les demandes intérieures, l'indice des prix des matières premières et le taux du marché monétaire en zone euro. Les exportations et les importations tunisiennes n'ont montré un rôle significatif qu'avec le premier partenaire commercial, la France. Pour les Etats-Unis, les fluctuations sont transmises à travers deux variables "européennes", le taux du marché monétaire en zone euro et les envois de fonds des immigrés, suggérant le rôle intermédiaire des pays partenaires commerciaux européens dans la transmission des fluctuations américaines et internationales à l'économie tunisienne.