

Analyse des cycles réels et du crédit en Tunisie, au Maroc et dans la zone euro, convergence ou divergence

(Version préliminaire)

Meriem HASSAD¹ & Jamel GATFAOUI²

Résumé

Dans le cadre de la nouvelle politique de voisinage de l'Union Européenne, des interrogations ont été soulevées à propos de l'intégration monétaire et financière EuroMed. Dans cette étude on a analysé la synchronisation des cycles d'activité et de crédit en Tunisie, au Maroc et dans la Zone Euro.

Etant donné qu'il n'existe ni une unique méthode pour définir le cycle économique, ni une unique manière de le mesurer, on a procédé à une analyse des cycles en utilisant deux méthodes de datation, la première se base sur l'algorithme de Bry et Boshan (1971), la deuxième consiste à extraire le cycle des séries en utilisant un filtre à Bande Passante, le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003).

Le calcul des indices de concordance a montré une augmentation du degré de concordance entre la Tunisie et la Zone Euro après la signature de l'accord d'association. Le calcul des matrices de corrélations montre que la transmission des chocs d'activité est de plus en plus rapide.

Mots clés : Cycles de crédits, réels, co-mouvements, Zone Euro, Maroc, Tunisie

Classification JEL : E32, F15, E51

¹ Doctorante GREQAM-PSDD. meriem.hassad@voila.fr

² Doctorant GREQAM-BESTMOD. gatfaouijamel@yahoo.fr

Introduction

La nouvelle politique de voisinage de l'Union Européenne s'appuie sur les accords d'association existants et propose de renforcer l'intégration économique et commerciale avec les pays limitrophes. La Tunisie et le Maroc ont approuvés des plans d'actions bilatérales avec l'Union au début de 2005 qui visent une approche plus approfondie et complète.

Au-delà du débat sur le choix entre bilatéralisme et multilatéralisme. La prolifération d'accords d'associations régionales plutôt que les réformes de libéralisation commerciale unilatérale a suscité plusieurs interrogations sur les effets des accords de libre échange notamment sur les cycles économiques et les mécanismes de transmission. Ainsi la question qui se pose : est ce que la signature d'accords de libre échange augmente la convergence ou la divergence des cycles économiques, c'est-à-dire le fait que des variables se retrouvent durablement dans la même phase du cycle.

La Tunisie et le Maroc qui ont des économies diversifiées sont très similaires, elles dépendent fortement des marchés. Elles ont conclu durant les années 90 des accords d'association avec l'Union Européenne. Ce travail a pour but d'étudier l'évolution du degré de concordance entre ces deux pays et la zone Euro.

L'examen des co-mouvements des variables d'activités est mené conjointement avec ceux des variables des crédits bancaires et de taux d'intérêt dans un premier temps en Tunisie, au Maroc et dans la Zone Euro et dans un deuxième temps entre ces deux pays et la zone Euro. Partant du principe qu'il n'existe ni

une unique définition du cycle économique, ni une unique méthode pour l'étudier, ce phénomène est analysé au moyen de deux approches : La première consiste à identifier les points de retournement avec une méthode non paramétrique l'algorithme de Bry et Boschan (1971). A partir des datations fournies, un indice de concordance entre les différentes séries est calculé permettant de dire si les séries se retrouvent régulièrement dans la même phase du cycle. La deuxième approche consiste à décomposer les séries en deux parties, une composante tendancielle et un cycle en utilisant le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003). Le calcul d'une matrice de corrélation entre les composantes cycliques permet de mesurer le degré de corrélation entre les séries.

La période d'étude s'étend de janvier 1985 à décembre 2004. Elle est divisée en deux sous périodes : avant et après l'accord d'association avec l'union Européenne pour les deux pays étudiés. La suite de l'étude est organisé de la manière suivante : Dans la première section nous faisons un cadrage théorique du sujet. La deuxième section sera consacrée à l'analyse de la concordance. Les deux dernières sections comprennent une analyse de la corrélation à court terme entre les composantes cycliques et des corrélations à long terme ou structurelles entre les tendances.

1- Le débat théorique:

La prolifération des accords régionaux a entraîné un regain d'intérêt pour l'analyse des phénomènes de concentration géographique. Plusieurs études se sont intéressés aux effets potentiels d'une intégration sur le degré de synchronisation des fluctuations économiques. Dans le cas de l'Union Européenne, De Grouwe et vanhaverbeke (1993) ont montré que la réussite de l'Union Monétaire dépendait de la synchronisation des cycles d'affaires.

L'intégration elle-même devrait affecter la symétrie des fluctuations macroéconomiques. Ainsi Frankel et Rose (1998) ont trouvé que la suppression des barrières commerciales devrait augmenter la corrélation des cycles d'activité à travers une plus grande corrélation des chocs de demande et de politique économiques³.

Krugman (1993) au contraire considère qu'une baisse des barrières commerciales devrait augmenter la spécialisation des pays et rendre les fluctuations de la production moins symétriques.

Les premières théories du cycle économique voyaient dans le crédit et le secteur bancaire des facteurs majeurs d'explication⁴ des phases du cycle. La dépense et la spéculation sont alimentées par un crédit trop généreux pendant la phase haute du cycle. La sévérité de la récession qui s'en suit est une sanction de la période précédente de surproduction alimentée par le crédit⁵.

L'importance historique accordée aux crédits dans l'analyse des cycles peut être expliquée par la part importante de la demande financée par le crédit, ainsi le crédit crée le revenu dans l'économie. L'activité bancaire étant intrinsèquement une activité risquée, un grand nombre de récessions s'accompagnent de crises et de paniques bancaires dues à une distribution excessive du crédit pendant la phase haute.

Clerc (2001) montre que le crédit peut jouer un rôle macroéconomique important via deux canaux, le premier est le canal du crédit bancaire qui permet une économie potentielle de coûts, un traitement des problèmes d'information et

³ Voir Coe et Helpman (1995)

⁴ Théorie du Banquier célèbre du XIX^{ème} siècle Lordverstone (1837)

⁵ Alfred Marshal (1923) *Monnaie Credit et Commerce* » évoque l'extension irrationnelle du crédit en expansion.

des autres imperfections du marché. Le deuxième est le canal large du crédit ou l'accélérateur financier.

Le lien entre le système financier et le cycle d'activité a donc fait l'objet de plusieurs études⁶. Des théories se sont concentrés sur la hausse et la baisse de l'offre de crédits bancaires durant le cycle d'activité pour expliquer des faits stylisés largement observés par les chercheurs, les praticiens et les organes de régulation⁷. En effet, les crédits augmentent considérablement pendant les expansions du cycle d'activité et baissent durant les récessions parfois d'une manière dramatique. Ces changements dans les crédits sont parfois plus que proportionnels par rapport aux changements dans l'activité économique ce qui peut suggérer que l'augmentation des crédits bancaires peut accentuer les cycles d'activité.

La majorité des recherches sur le comportement pro cyclique des crédits bancaires ont analysé la baisse des crédits pendant les récessions. Plusieurs hypothèses ont été testées pour expliquer le moment et le niveau de la baisse. Berger et Udell (2004) ont étudié le rôle de la baisse de la demande de crédits bancaires dans l'évolution des cycles. La mise en place d'une réglementation plus stricte durant les récessions et le comportement des banques qui veulent accorder moins de crédits peut expliquer la baisse du niveau des crédits pendant ces phases.

Cette littérature sur le comportement pro cyclique des crédits pendant les récessions fournit une explication partielle du comportement pro cyclique des crédits bancaires. Elle néglige le comportement des banques durant les expansions. Plusieurs études récentes ont analysé le comportement des banques

⁶ Voir Berger et Udell (2003) pour un survey.

⁷ L'effondrement des Crédits aux Etats-Unis au début des années 90; les crises financières en Russie et en Asie pendant les années 1990 ainsi que le nombre de faillites bancaires au début des années 2000.

pendant les expansions. L'une des explications retenues est que l'optimisme excessif des banques pendant les expansions, peut entraîner une sous estimation de l'exposition au risque et un relâchement des standards de crédits. Ce type de comportement est cohérent avec les théories de finance comportementale ou les prêts des banques peuvent être basés sur des prévisions euphoriques associés à un niveau élevé des investissements pendant les expansions Minsky (1977). Rajan (1994) explique la hausse des crédits pendant les expansions par le comportement mimétique des banques⁸.

2- Données et Bref Aperçu des Systèmes Financiers :

Dans cette analyse la sphère réelle est décrite par l'indice de production industrielle, la seule variable d'activité disponible en fréquence mensuelle sur une période suffisamment longue. L'ensemble des données en fréquence mensuelle ou trimestrielles sont issues de sources nationales et internationales et couvrent pour la plus part du temps la période allant de Janvier 1985 à Décembre 2004. Toutes les séries ont été corrigées des variations saisonnières en utilisant une même méthode Census X12⁹.

L'économie Tunisienne et Marocaine sont semblables au vue de plusieurs points, relativement diversifiés même si l'agriculture continue à être importante. Les accords signés avec l'Union Européenne ont introduit plus d'ouverture au niveau des régimes commerciaux externes¹⁰. Le taux de croissance Moyen du PIB en Tunisie n'a pas dépassé les 5% durant les 20 dernières années. La Tunisie et le Maroc font plus de 75% de leurs échanges commerciaux avec

⁸ Voir également Acharaya (2001), Acharaya et Ali (2002) pour une application récente.

⁹ Développée par le Bureau des Etats-Unis Census et utilisée par le NBER. Pour les graphiques des séries désaisonnalisées voir Annexe 3.

¹⁰ La Tunisie a signé un accord d'association avec l'Union Européenne en Juillet 1995 qui est entré en application le 1 Mars 1998. Le Maroc a signé un accord d'association le 26 Février 1996 qui est entré en application le 1^{er} Mars 2000.

l'Union Européenne. Le Fonds Monétaire International considère que c'est le faible progrès réalisé au niveau de l'ouverture de ces économies au commerce multilatéral et à l'investissement qui est le principal obstacle à la réalisation d'une forte croissance et pour la réduction du chômage¹¹.

Une analyse rapide de la situation du système financier montre que la taille et le rôle du marché financier restent relativement faibles en Tunisie. La capitalisation boursière ne dépassait pas les 10% du PIB en 2004. Ainsi, après la dynamique qu'a connue la bourse des valeurs mobilières de Tunis pendant les années 90 qui a entraîné une hausse des cours des actions, la capitalisation boursière était supérieure à 20% du PIB en 1996, les prix des actions ont baissé. Au Maroc, la taille du marché a augmenté considérablement durant les 15 dernières années, la capitalisation qui n'était que de 2% du PIB en 1988 a dépassé les 50% en 2004.

La taille du secteur bancaire et la profondeur du processus d'intermédiation restent cependant relativement faibles dans les deux pays par rapport à la zone Euro. En effet, Les crédits domestiques au secteur privé représentaient 65,22% en Tunisie et 56,64% au Maroc contre 114,1% dans la Zone Euro en 2004. Au Maroc, le financement par crédit bancaire a augmenté considérablement après le plan d'ajustement structurel, passant de moins de 15% du PIB en 1988 à plus de la 50% du PIB en 2004. Le système bancaire a un potentiel de développement encore très important. A la fin de 2004, les 17 banques marocaines offrent un guichet pour 15 000 habitants (1 pour 2400 en France) soit un taux de bancarisation qui ne concerne que le quart de la population totale, mais la majorité de la population urbaine¹². Le secteur bancaire étant la source essentielle de financement externe de l'économie locale, après

¹¹ De Rato R (2005) « Economic Integration in the Maghreb : The Path to Prosperity » Managing Director IMF publié dans l'Economiste, Maroc.

¹² Mission Economique de l'Ambassade de France au Maroc (2006) « Le secteur Bancaire au Maroc »

l'autofinancement, les concours bancaires demeurent la principale source de financement de l'économie marocaine. Les marchés financiers restent une source de financement marginale pour les entreprises Marocaines. En 2004, ont été émis 2,7 milliards de dirhams au titre des billets de trésorerie, 6 milliards au titres des émissions obligataires et 55 sociétés sont cotés à la bourse de Casablanca pour une capitalisation qui dépasse 50% du PIB.

En % du PIB				
	1988	1996	2000	2004
Capitalisation Boursière				
Zone Euro	nd	31,5	91,5	53,3
Maroc	2,01	23,75	32,69	50,09
Tunisie	6,06	21,76	14,52	9,37
Crédit domestique au secteur privé				
Zone Euro	nd	nd	104,1	114,3
Maroc	13,04	45,98	56,64	56,69
Tunisie	51,43	63,23	66,16	65,22
Monnaie et Quasi-Monnaie (M2)				
Zone EURO				
Maroc	43,12	60,31	79,44	90,46
Tunisie	47,88	43,65	51,82	54,57
Liquid Liabilities (M3) as % du GDP				
Zone Euro				
Maroc	52,13	72,48	82,65	93,85
Tunisie	51,73	48,99	57,75	59,41
nd : non diponible				

3- Concordance des cycles :

Selon Burns et Mitchell (1946) « Un cycle consiste en une phase d'expansion simultanée de nombreux secteurs d'activité, suivie d'une phase de contraction similaire puis d'une reprise qui débouche sur une expansion du cycle suivant. Cette séquence est récurrente mais non périodique ; les cycles d'activité ont une durée variant entre un et dix à douze ans. Ils ne sont pas divisibles en cycles plus courts de caractéristiques semblables et d'amplitude équivalente ».

Plusieurs méthodologies ont été utilisées pour la datation des cycles, une première dite classique est une approche non paramétrique développée par Bry et Boschan (1971). Le cycle est défini à partir du niveau d'une variable comme une succession d'expansions et de récessions. Il est donc nécessaire d'identifier de manière précise les points de retournement. A partir des points de retournement, une phase de récession (expansion) sépare un pic (creux) d'un creux (pic). Dans sa forme originale l'algorithme était destiné à l'étude des données mensuelle et avait pour but de reprendre la procédure du NBER¹³ pour une série unique la production industrielle. Cet algorithme a été ensuite adapté aux bases de données trimestrielles par Harding et Pagan (2001)¹⁴.

Les résultats de l'utilisation de cet algorithme sur les séries de l'indice de production industrielle et de crédit en Tunisie, au Maroc et dans la Zone Euro sont résumés au niveau du tableau suivant. Les points de retournement permettent de calculer les durées moyennes des différentes phases des cycles.

¹³ National Bureau of Economic Research

¹⁴ Voir annexe 1 pour une présentation détaillée de l'algorithme de Bry et Boschan (1971)

Tableau 2 : Les points de retournement identifiés en utilisant l’algorithme de Bry et Boschan (1971).

IPI Tunisie		Crédits Tunisie	
Peak	Creux	Peak	Creux
07-89	07-85	11-1996	10-1997
10-94	05-90		
08-99	04-95		
07-2001	02-2000		
	01-2003		
IPI Maroc (Datation sur données Trimestrielles)	Crédits Maroc		
Peak	Creux	Peak	Creux
T1-1987	T4-1987	1-2001	7-1985
T1-1989	T2-1989		12-2001
T3-1999	T1-1990		
T2-1992	T2-1992		
T4-1994	T1-1995		
IPI Zone Euro		Crédits Zone Euro	
Peak	Creux	Peak	Creux
04- 1986	01- 1987		
05- 1987	09- 1987		
12- 1989	02- 1990		
09- 1990	03- 1991		
06- 1991	09- 1991		
01- 1992	06- 1993		
12- 1994	02- 1995		
05- 1995	10- 1995		
12- 1995	04- 1996		
07- 1997	09- 1997		
07- 1998	12- 1998		
12- 2000	11- 2001		
05- 2002			
02- 2003			
05- 2004			
10- 2004			

A partir du tableau précédent on remarque que :

- Les points de retournement identifiés au niveau des crédits sont moins fréquents que ceux identifiés avec l'indice de production industrielle. Ceci peut être expliqué par la tendance à la hausse des crédits dans les différents pays durant toute la période étudiée.
- Les durées des phases de récessions sont inférieures aux durées des phases d'expansion (Tableau 3).
- En examinant les points de retournement, on remarque qu'une récession a commencé presque au Même moment en Tunisie et au Maroc en 1989 et en 1994. Elles ont été toutes les deux précédées de récessions dans la Zone Euro. En particulier, on observe que la récession qui a commencé en Tunisie en Juin 1988 a été précédée d'une récession 11 mois avant en Europe. Le décalage entre les récessions a baissé, il n'est plus que de 7 mois entre la récession qui a commencé en 2002 en Europe et celle qui a commencé en 2003 en Tunisie.
- Une plus grande intégration économique d'un groupe de pays peut se traduire par des cycles plus semblables¹⁵. En effet, le décalage entre les Indices de Productions Industrielle de la Tunisie et la Zone Euro n'a pas cessé de diminuer au fil du temps passant de 24 mois au milieu des années 80 à 7 mois en 2002.

¹⁵ Dalsgaard.T, J. Elmeskov et C.Y. Park (2001) "On Going Changes in the Business Cycle- Evidence and Causes" Papier présenté au 23ème Colloque de la Société Universitaire Européenne de Recherches Financières, Brussels Octobre 2001.

Tableau 3 : Durée Moyenne des différentes phases des cycles

	Durée moyenne des phases d'expansion	Durée moyenne des phases de récession
IPI Tunisie	7,78	4,61
Crédit Tunisie	62,667	2
IPI Maroc¹⁶	8,33	3
Crédit Maroc	2	32
IPI Zone Euro	8,44	5,15
Crédit Zone Euro		

En plus du modèle de Bry et Boshan (1971) d'autres méthodologies permettent de localiser les points de retournement dans les séries temporelles, l'une des plus utilisée est l'approche paramétrique de Markov Switching¹⁷. On a appliqué cette approche pour l'indice de production industrielle de la Tunisie et de la Zone Euro. Les résultats sont présentés au niveau du tableau 4. En comparant les résultats à ceux trouvés avec l'algorithme de Bry et Boshan, on remarque que pour l'indice de production industrielle euro, on a trouvé 4 points avec la méthode BBQ alors que la méthode Markov Switching donne 2 points de retournements. Pour la Tunisie, on a trouvé 5 points de retournements, par contre la méthode Markov Switching ne détecte que 3 points de retournements. Ainsi, certaines récessions n'ont pas été détectés par la méthode Markov Switching¹⁸, donc pour la suite de l'étude on a utilisé les résultats données par l'algorithme de Bry et Boshan (1971).

¹⁶ Pour le Maroc ces résultats ont été obtenues sur des données trimestrielles.

¹⁷ Voir annexe N° Pour une présentation détaillée de l'approche.

¹⁸ L'une des principales limites de l'approche Markov Switching est que les résultats sont sensibles à la taille de l'échantillon.

Tableau 4 comparaison de la datation Bry et Boshan et Markov Switching :

IPI Tunisie (BBQ)		IPI Tunisie (Markov switching)	
Pic	Creux	Pic	Creux
07-89	07-85	01-86	03-90
10-94	05-90	11-86	12-98
08-99	04-95	09-90	10-2003
07-2001	02-2000	10-91	
	01-2003	09-92	
		08-93	
		10-94	
		07-96	
IPI Zone Euro(BBQ)		IPI Zone Euro(Markov switching)	
PIC	Creux	PIC	Creux
04- 1986	01- 1987	12-85	09-86
05- 1987	09- 1987	05-89	12-2002
12- 1989	02- 1990	03-91	
09- 1990	03- 1991	11-92	
06- 1991	09- 1991	05-97	
01- 1992	06- 1993	03-2000	
12- 1994	02- 1995	05-2001	
05- 1995	10- 1995	10-2003	
12- 1995	04- 1996		
07- 1997	09- 1997		
07- 1998	12- 1998		
12- 2000	11- 2001		
05- 2002			
02- 2003			
05- 2004			
10- 2004			

Ces premiers enseignements tirés de l'analyse visuelle des points de retournement incitent, à l'évidence, à étudier plus en détail les co-mouvements des indices de production industrielle et des crédits. Ceci peut être effectué par l'indice de concordance. Harding et Pagan (2002 et 2004) ont développé une méthodologie simple pour mesurer si deux séries se retrouvent dans la même phase; récession ou expansion. C'est ce que Avouy-Dovi et Matheron (2003) appellent la concordance de deux séries. L'indice de concordance I_{ij} entre deux séries i et j peut être défini comme le nombre moyen de périodes dans lesquelles deux variables se retrouvent dans la même phase du cycle divisé par la taille de l'échantillon, soit

$$I_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{x,t} S_{y,t} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (1 - S_{x,t})(1 - S_{y,t})$$

Il est égal à 1, si on a une concordance parfaite, c'est-à-dire que les séries sont toujours dans la même phase. S'il est égal à 0, on a une opposition de phase. Dans le cas général, les propriétés de distribution de I_{ij} sont inconnues. Pour calculer les degrés de significativité de ces indices nous utilisons la méthode suggérée par Harding et Pagan (2004).

Les résultats des estimations des indices de concordances intra pays et inter pays sont rapportés dans les tableaux 4 et 5. Pour la concordance entre la production industrielle et le crédit, on remarque l'absence de concordance entre la production industrielle et le crédit au Maroc, Indice =0,61 mais non significatif, mais que certaines entrées en récession sont précédés par des contractions du crédit. Il est utile de mentionner que l'Indice de production industrielle du Maroc utilisé dans cette étude n'inclut pas le secteur minier qui est un secteur important Maroc de part sa participation au revenu par la production de Phosphate. En Tunisie, cet indice de concordance est égal à 0,38 mais il est non significatif. Pour la Zone Euro, l'algorithme de Bry et Boschan (1971) n'a pas

généralisé des points de retournement au niveau des crédits pour la période étudiée, ainsi on n'a pas calculé d'indice de concordance. Avouyi-Dovi, Kierzenkowski et Lubochinsky (2005) ont estimé cet indice pour la période 1994 et 2004, ils ont trouvé qu'il n'était pas significatif.

Tableau 4 : Indice de concordance Tunisie Zone Euro

	Indice de Production Industrielle Zone Euro
Indice de production Industrielle Tunisie (1985-2004)	0,4
Crédits Tunisie (1985-2004)	0,71* ¹⁹
Indice de production Industrielle Tunisie (1985-1995)	0,38
Crédits Tunisie (1985-1995)	0,66
Indice de production Industrielle Tunisie (1995-2004)	0,42
Crédits Tunisie (1995-2004)	0,73

A Partir du tableau n° 3, on remarque la faible concordance entre l'indice de production industrielle en Tunisie et dans la Zone Euro, avant et après l'accord d'association se situant près de 0,4. Un résultat qui confirme le constat observé à partir des points de retournement qui stipule que généralement les cycles d'activité dans la zone Euro est en avance par rapport à celui de la Tunisie. Par contre les indices de concordance indiquent que les cycles de crédit en Tunisie sont significativement synchronisés avec les cycles d'activité dans la zone Euro. De plus, cet indice a augmenté après l'entrée en vigueur de l'accord d'association avec l'UE, passant de 0.66 à 0.73.

¹⁹ Coefficient significatif à 5%

Tableau 5 Indices de Concordance Maroc Zone Euro

	Indice de Production Industrielle Zone Euro
Indice de Production Industrielle Maroc	0,71* ²⁰
Crédits Maroc	0,68

Pour le Maroc, faute de données mensuelles relatives à l'indice de production industrielle, les indices de concordance du tableau 4 ont été calculés à partir de données trimestrielles. L'activité réelle en Europe et dans la Zone Euro semblent être fortement synchronisé, avec une valeur significative de l'indice de concordance de 0,71. Etant donné le faible nombre des observations avec les données trimestrielles, on n'a pas pu comparer la valeur de cet indice avant et après l'accord d'association.

L'indice de concordance entre l'indice de production industrielle dans la zone Euro et les crédits au Maroc n'est pas significatif avec les données trimestrielles, et significatif avec les données mensuelles. Ceci confirme l'apport des données mensuelles pour l'analyse des cycles, car dans les données trimestrielles ou annuelles, il y a un risque de perte de contenu informationnel. Ainsi, au Maroc on a trouvé un résultat semblable à la Tunisie, les cycles de crédit étant synchronisé aux cycles d'activité de la Zone Euro.

L'analyse des co-mouvements entre l'activité réelle et le taux du marché monétaire en Tunisie et dans la Zone Euro montre une interdépendance entre les périodes de récession observés sur l'Indice de Production Industrielle et les taux d'intérêt en Tunisie avec un indice de concordance significatif égale à 0,63. Les

²⁰ Coefficient significatif à 5%

phases de récessions se juxtaposent avec des baisses des taux d'intérêt et les phases de hausse de taux accompagnent les phases d'expansion de l'activité. Pour l'Europe, il ne semble pas y avoir une concordance significative entre l'indice de production industrielle et le taux d'intérêt.

Le calcul des indices de concordance qui permet de mesurer le degré de coïncidence ou de juxtaposition des périodes d'expansion et de récession des différentes séries est calculé sans tenir compte de l'existence d'une tendance éventuelle dans les séries, c'est-à-dire une non stationnarité. Il est utile de noter que cet indice ne tiens compte que d'un seul aspect des cycles qui est l'amplitude. C'est pour cette raison que cette analyse est complétée par une étude des corrélations des composantes cycliques des séries obtenues à partir du filtre de Christiano et Fitzgerald (2003).

4- Les corrélation entre les composantes cycliques

Chaque série temporelle est la somme de trois composantes, une composante saisonnière, une tendance et un cycle. On a supprimé la composante saisonnière des séries par la même méthode à savoir, Census X12. A partir des travaux du NBER, on définit un cycle d'activité comme un ensemble de mouvements dont la période de reproduction est comprise entre 6 et 32 trimestres, c'est la fréquence des cycles économiques. En pratique, il n'y a pas de séparation entre la tendance et le cycle car les deux interagissent, cependant pour analyser les relations entre les composantes cycliques on suppose que la tendance et le cycle sont dissociables. Plusieurs méthodes permettent l'élimination de la tendance²¹. Dans la suite de cette analyse on a utilisé le filtre à Bande Passante de Christiano

²¹ Voir à titre d'exemple CANOVA, Fabio (1998), « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, vol. 41.

et Fitzgerald (2003)²². Les composantes cycliques obtenues par filtrage sont sans tendance donc stationnaires. Ce filtre est jugé plus performant que le filtre de Hodrick-Prescott (1997)²³. On peut ensuite calculer les corrélations entre les différentes composantes des séries (partie cyclique, partie cyclique et partie permanente, partie permanente) afin d'identifier un ensemble de régularités statistiques qui caractérisent le cycle économique.

D'une manière générale si Z_t est la composante cyclique de la série Z et Y_{t+k} celle de la série Y avancée (k positif) ou retardée (k négatif) de k périodes :

- pour $k = 0$, une corrélation significativement positive indique un comportement similaire des composantes cycliques des deux variables; à l'opposé, une corrélation négative correspond à un comportement opposé des deux variables.

- pour $k = -1$ (ou $+1$) par exemple, une corrélation significativement positive signale que la composante cyclique de la série Z précède (ou devance) celle de la série Y d'un mois, si on a des données mensuelles, de un trimestre, si on a des données trimestrielles. Dans le cas des données mensuelles k prend des valeurs allant de -12 à $+12$. Dans le cas des données trimestrielles k prend des valeurs allant de -4 à $+4$.

Les résultats du calcul des différentes matrices de corrélation sont rapportés sur les tableaux de 6 à 10. L'application de cette approche aux données sur l'indice de production industrielle en Tunisie et dans l'Union Européenne a montré un fort degré de corrélation des cycles réels dans les deux pays allant jusqu'à 0,973 pour la corrélation contemporaine, ce qui signifie que la Tunisie n'est pas déphasée par rapport à la Zone Europe. La décomposition avant et après accord

²² Voir annexe 2 pour une présentation du filtre.

²³ Voir Artis M et M. Marcellino, (2004) « Dating the Euro Area Business Cycle » Document de travail Université Bocconi, Iger and CEPR Tommaso Proietti Université di Udine and European University Institute; pour une comparaison des différents filtres.

d'association n'a pas donné des résultats significatifs ceci peut être expliqué par la période d'application de l'accord relativement courte.

Tableau N° 6: Matrices de Corrélations Indice de Production Industrielle Zone Euro(t) Tunisie (t+-k)

	(1985-2004)	(1985- 1998)	(1998-2004)	Credit europe crédit tunisie(09/1997- 2004)
-12	0.162	-0.014	0.085	0,1981
-11	0.199	0.122	0.030	0,192
-10	0.219	0.074	-0.123	0,187
-9	0.244 (*)	-0.07	-0.151	0,182
-8	0.265 (*)	0.111	-0.140	0,178
-7	0.345 (*)	-0.076	0.068	0,167
-6	0.438 (*)	-0.096	-0.092	0,158
-5	0.556 (*)	-0.022	-0.094	0,139
-4	0.667 (*)	0.064	-0.085	0,118
-3	0.803 (*)	0.089	0.007	0,086
-2	0.899 (*)	-0.071	-0.138	0,048
-1	0.953 (*)	0.06	-0.066	0,002
0	0.973 (*)	0.97 (*)	0.973 (*)	-0,031
1	0.964 (*)	0.103	-0.059	-0,109
2	0.919 (*)	-0.092	0.178	-0,168
3	0.833 (*)	0.067	-0.041	-0,227*
4	0.718 (*)	0.074	0.088	0,288
5	0.588 (*)	-0.054	-0.038	-0,341*
6	0.469 (*)	-0.103	-0.128	-0,394
7	0.374 (*)	0.137	-0.055	-0,441*
8	0.308 (*)	-0.069	0.143	-0,482
9	0.264 (*)	0.076	-0.133	-0,518*
10	0.233	0.18	0.088	0,547
11	0.212	-0.016	0.024	-0,571*
12	0.192		-0.034	-0,598

Pour le Maroc, les matrices de corrélation avec la Zone Euro pour l'indice de production industrielle a montré également un fort degré de synchronisation des cycles avec un décalage de plus ou moins 9 mois. Le taux de corrélation le plus élevé 0,97 est pour les données contemporaines.

Tableau 7 Matrices de Corrélations Indice de Production Industrielle Zone Euro(t) Maroc (t+-k)

	Crédit europe crédit maroc(09/1997- 2004)
- 12	0,129
- 11	0,100
- 10	0,066
- 9	0,028
- 8	-0,013
- 7	-0,057
- 6	-0,103
- 5	-0,150
- 4	-0,197
- 3	-0,241*
- 2	-0,282*
-1	-0,319*
0	-0,350*
1	-0,377*
2	-0,402*
3	-0,425*
4	-0,446*
5	-0,467*
6	-0,489*
7	-0,512*
8	-0,536*
9	-0,561*
10	-0,588*
11	-0,615*
12	-0,642*

Tableau N° 8: Matrices de Corrélations Intra pays Tunisie (1985-2004)

	Crédits aux entreprises IPI	TMM Crédits aux entreprise	TMM IPI
- 12	0.168	0,060	0,149
- 11	0.183	0,062	0,145
- 10	0.198	0,065	0,148
- 9	0.216	0,071	0,158
- 8	0.246	0,079	0,175
- 7	0.299	0,088	0,197
- 6	0.382 (*)	0,099	0,224
- 5	0.494 (*)	0,112	0,252 (*)
- 4	0.621 (*)	0,125	0,208
- 3	0.739 (*)	0,137	0,304 (*)
- 2	0.830 (*)	0,148	0,322 (*)
-1	0.880 (*)	0,157	0,332 (*)
0	0.896 (*)	0,163	0,331 (*)
1	0.884 (*)	0,162	0,317 (*)
2	0.834 (*)	0,157	0,297 (*)
3	0.741 (*)	0,146	0,272 (*)
4	0.616 (*)	0,133	0,244 (*)
5	0.483 (*)	0,118	0,216
6	0.364 (*)	0,102	0,189
7	0.275	0,086	0,165
8	0.218	0,073	0,145
9	0.187	0,062	0,130
10	0.169	0,055	0,119
11	0.155	0,052	0,114
12	0.141	0,053	0,111

La composante cyclique du crédit aux entreprises est positivement corrélée à la production industrielle en Tunisie. La corrélation entre le Taux du Marché Monétaire et les crédits aux entreprises n'est pas significative. Par contre le taux du marché monétaire semble être corrélé à l'indice de production industrielle avec un taux de corrélation significatif entre une avance de 3 mois et un retard de 4 Mois. Au Maroc, l'indice de Production Industrielle est corrélé positivement aux crédits aux entreprises. Ce taux de corrélation est significatif pour un écart allant jusqu'à + ou – trois trimestres.

Tableau N° 9 : Matrices de Corrélations Indice de Production Industrielle (t) Crédits aux Entreprises Maroc (t+-k) Données trimestrielles

	(1985-2004)
- 4	0.150
- 3	0.328 (*)
- 2	0.758 (*)
- 1	0.846 (*)
0	0.738 (*)
1	0.529 (*)
2	0.370 (*)
3	0.249 (*)
4	0.156

Matrices de corrélation Zone Euro :

Tableau N°10 : Matrices de Corrélations Zone Euro(t) Crédits Europe (t+-k)

	Crédit Zone Euro IPI zone Euro	TMM IPI	TMM Crédits Domestique s
- 12	0,3138*	-0,130	-0.261 (*)
- 11	0,328*	-0,101	-0.269 (*)
- 10	0,341*	-0,065	-0.279 (*)
- 9	0,352*	-0,024	-0.286 (*)
- 8	0,360*	0,021	-0.283 (*)
- 7	0,362*	0,070	-0.261 (*)
- 6	0,359*	0,119	-0.215
- 5	0,349*	0,168	-0.146
- 4	0,332*	0,214	-0,06
- 3	0,306*	0,255 (*)	0,018
- 2	0,272*	0,289 (*)	0,087
-1	0,230*	0,315 (*)	0,138
0	0,180	0,333 (*)	0,173
1	0,139	0,342 (*)	0,192
2	0,102	0,346 (*)	0,189
3	0,067	0,344 (*)	0,163
4	0,032	0,339 (*)	0,119
5	-0,003	0,332 (*)	0,070
6	-0,041	0,323 (*)	0,027
7	-0,082	0,313 (*)	-0,002
8	-0,126	0,302 (*)	-0,002
9	-0,171	0,291 (*)	-0,014
10	-0,218*	0,279 (*)	-0,013
11	-0,265*	0,266 (*)	0,011
12	-0,310*	0,251 (*)	0,026

La corrélation entre le taux du marché monétaire et l'indice de production industrielle est significativement positive mais reste faible. La corrélation entre le taux du marché monétaire et les crédits est négatives avec un retard d'au

moins 7 mois. Ainsi, il semblerait que les cycles de taux d'intérêt soient en avance par rapport aux cycles de crédits.

A partir des résultats des estimations, il ne semble pas y avoir un fort degré d'intégration entre les variables réelles et financières dans la zone Euro ce qui n'est pas le cas en Tunisie. On a trouvé une forte corrélation entre les crédits aux entreprises et l'Indice de Production Industrielle. L'absence de corrélation dans la Zone Euro peut être expliquée par le fait qu'une proportion de plus en plus importante de crédits sert à financer l'activité de service dont le poids est en plein essor en Europe.

5- Corrélations entre les composantes permanentes

Après avoir étudié les corrélations entre les composantes cycliques (ou de court terme), nous avons calculés les corrélations entre les parties permanentes (ou composantes de long terme). Les composantes permanentes sont non stationnaires et ne possèdent pas les propriétés statistiques requises pour évaluer les corrélations, la notion de corrélation étant définie uniquement pour des variables stationnaires. Dans un cas de non stationnarité l'analyse des corrélations débouche sur des relations fallacieuses. Nous avons donc calculé le taux de croissance des composantes permanentes qui est stationnaire. Les résultats des coefficients de corrélation sont représentés dans les tableaux suivants.

Tableau N°11 : Corrélations à long terme entre IPI Europe et IPI Tunisie

	Avance	Retard
0	0.461(*)	0.461(*)
1	0.329(*)	0.332(*)
2	0.204(*)	0.251(*)
3	0.194(*)	0.148
4	0.105	0.117
5	0.046	0.054

6	0.032	0.043
7	0.006	-0.037
8	-0.034	-0.007
9	-0.029	-0.051
10	-0.064	-0.042
11	-0.040	-0.037
12	-0.031	-0.025

Tableau N°12: Corrélation à long terme entre IPI Europe et IPI Maroc

	Avance	retard
0	0.895(*)	0.895(*)
1	0.289(*)	0.330(*)
2	0.087	0.112
3	-0.057	-0.017
4	-0.010	-0.032

Les tableaux 10 et 11 représentent les corrélations de long terme entre l'indice de Production Industrielle en Tunisie et au Maroc, ils montrent des corrélations positives et significatives sur un horizon plus court que dans le cas des composantes cycliques (1 Mois de décalage pour la Tunisie et un trimestre pour le Maroc).

Tableau 13 Matrice de corrélation Tunisie

	IPI Tunisie Crédit Tunisie	TMM crédit	TMM IPI Tunisie
-12	-0.022	-0.018	0.015
-11	0.004	-0.079	-0.217
-10	-0.038	-0.090	0.015
-9	-0.010	-0.113	-0.183
-8	-0.024	-0.100	-0.018
-7	-0.030	-0.057	-0.086
-6	0.053	-0.035	-0.004
-5	-0.006	-0.017	0.019
-4	0.072	-0.033	0.029
-3	0.094	0.042	0.066
-2	0.188	0.081	0.109
-1	0.291 (*)	0.135	0.207(*)
0	0.410 (*)	0.207	0.224 (*)
1	0.292 (*)	0.133	0.078
2	0.167	0.172	0.159
3	0.152	0.093	0.086
4	0.089	0.037	0.107
5	0.075	0.009	-0.068
6	0.020	-0.035	0.018
7	0.058	-0.059	-0.057
8	0.015	-0.062	-0.057
9	-0.033	-0.085	-0.006

10	0.051	-0.1032	-0.074
11	-0.036	-0.078	-0.002
12	0.008	-0.104	-0.173

Tableau 14 : Matrices de corrélation Europe

	Crédits IPI	TMM crédit	TMM IPI
-12	0,278*	0.076	-0.076
-11	0,290*	0.058	-0.129
-10	0,275*	0.028	-0.194
-9	0,253*	0.023	-0.194
-8	0,200*	0.010	-0.179
-7	0,133	0.026	-0.143
-6	0,066	-0.001	-0.091
-5	-0,0003	-0.002	-0.039
-4	-0,082	0.003	0.024
-3	-0,145	0.048	0.149
-2	-0,196	0.172	0.336*
-1	-0,253*	0.359(*)	0.336*
0	-0,272*	0.459(*)	0.423*
1	-0,1629	0.366(*)	0.385*
2	-0,083	0.196(*)	0.339*
3	0,014	0.085	0.260*
4	0,089	0.001	0.198
5	0,146	-0.019	0.117
6	0,167	-0.043	0.014
7	0,165	-0.040	-0.069
8	0,120	-0.050	-0.132
9	0,068	-0.062	-0.167
10	0,027	-0.058	-0.230
11	-0,052	-0.047	-0.237
12	-0,121	-0.030	-0.225

Globalement, on remarque qu'il y a une absence des corrélation dynamiques significatives à long terme sauf pour des retards et des avance de +/-2 mois ou trimestre , sauf pour le cas de l'Europe, on a trouvé des corrélation significatives entre les crédits et l'IPI pour un retard allant de 8 jusqu'à 12 mois,

Ceci peut être du à la période étudiée, qui est relativement courte pour certaines variables.

Tableau 15: Crédit Maroc IPI Maroc

-4	0.115387633668574
-3	0.0998002383108492
-2	-0.203615972022156
-1	-0.263282203711714*
0	0.00255303096380102
1	0.321858634019956*
2	0.393197041732216*
3	0.200031472927517
4	0.0213929239507329

Conclusion

Ce travail a essayé de mesurer le degré de liaison entre la zone Euro, le Maroc et la Tunisie à travers les relations entre les cycles réels, cycles de crédits et les cycles du taux d'intérêt. L'analyse est effectuée à l'intérieur de chaque pays, dans la zone Euro et entre la zone euro et chacun des deux pays.

On a utilisé trois techniques dans la parties empirique à savoir ; une analyse des points de retournements obtenu avec l'algorithme BBq, ensuite les corrélations entre les composantes cycliques sont calculées et enfin on étudié les corrélations entre les composantes permanentes.

Plusieurs renseignements peuvent être dégagé à partir de cette étude, il existe un fort lien de dépendance entre crédits et IPI dans chacun des deux pays et dans la zone Euro, il se manifeste par des corrélations dynamiques significatives.

Dans la zone Euro, on a surtout observé des corrélations négatives pour les retards, ceci explique qu'il y a une relation inverse entre les deux variables qui est peut être du à la nature des crédits accordés.

Pour la Tunisie et le Maroc, la forte dépendance entre la sphère réelle et la sphère financière est attendue vu que les deux pays sont engagé dans une libéralisation graduelles de leurs économies, le système financier joue un rôle prépondérant dans le développement des deux pays.

Les marchés des crédits dans la zone Euro sont significativement corrélés et en avance avec chacun des deux pays, de plus elles sont négatives.

L'intégration des marchés des crédits avec celui de la zone euro est forte surtout pour le Maroc, on peut dire que la participation de plus en plus accrue des banques européennes dans le capital des banques maghrébines peut expliquer ce lien.

Par ailleurs, on constate une forte intégration des cycles réels. En fait, les cycles de production industrielle sont positivement corrélés entre chacun des deux pays et la zone Euro. Un résultat qui est déjà conforté par l'étude des indices de concordance. L'existence d'une forte corrélation significative résulterait de l'importance des flux d'échanges commerciaux bilatéraux surtout que presque chacun des deux effectuait plus que 70% de leurs échanges avec la zone Euro. L'application des accords d'association signés avec l'union européenne devrait accentuer les degrés de corrélation. La non disponibilité de données sur une période suffisamment longue après l'application de l'accord n'a pas permis de mieux mesurer l'impact de cet accord sur la synchronisation des cycles entre la zone Euro et chacun des deux pays.

Un lien significatif existerait entre les composantes cycliques de la production industrielle et des taux d'intérêt en Tunisie et ce pour un intervalle de plus ou moins 5 mois. Alors qu'on constate l'absence d'un lien significatif entre les crédits et les taux d'intérêts.

Pour la zone Euro, les composantes cycliques de l'indice de production industrielle ont lien significatif positif pour les k positifs avec les composantes cycliques des taux d'intérêt alors que les composantes cycliques des crédits ont un lien négatif significatif pour les k négatifs avec celles-ci.

La synchronisation des cycles réels et des cycles des crédits de la zone euro et de la Tunisie ou le Maroc devait se confirmer dans les années à venir et ce en parallèle avec une intégration régionale.

Pour l'indicateur réel, bien qu'il soit imparfait puisqu'il n'inclut pas d'autres segments importants de l'économie à savoir le secteur des services et l'industrie minière pour le cas du Maroc, il montre des corrélations significatives observées ce qui indiquerait un faible risque de chocs asymétriques.

Les relations entre les deux sphères financières des deux rives de la méditerranée devraient elles aussi s'accroître surtout après les ajustements et les mises à niveau des systèmes monétaires et bancaires au Maroc et en Tunisie, et aussi la présence de plus en plus remarquable des banques européennes dans les deux pays.

Bibliographie

Andrews D.W. K. et Monahan J. C. (1992), « An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator », *Econometrica* , vol.60, n°4, 953-966.

Artis M et M. Marcellino, (2004) « Dating the Euro Area Business Cycle » Document de travail Universit`a Bocconi, Icier and CEPR Tommaso Proietti Universit`a di Udine and European University Institute.

Asea P. et Blomberg B. (1998), « Lending cycles », *Journal of Econometrics* 83 (1998) 89-128.

Avouyi-Dovi (S.) et Matheron (J.) (2003) “ *Interactions between real cycles, financial cycles and interest rates: stylized facts*”, *RSF*, Banque de France, n° 3, p. 80-99, novembre.

Avouyi-Dovi (S.), Kierzenkowski (R.) et Lubochinsky (C.) (2005) “*Are business, credit and interest rate cycles converging or diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the euro*”, *Bulletin de la Banque de France* • N° 144 • Décembre 2005.

Avouyi-Dovi (S.), Kierzenkowski (R.), Lubochinsky C.(2006), “*Are business and credit cycles converging or diverging ? A comparison of Poland , Hungary, the Czech Republic and the Euro Area*”, *Notes d'étude et de recherche Banque de France*, May.

Bengoechea P. ET Pérez Quiros G.(2004), « A useful tool to identify recessions in the Euro- Area », *BANCA DE SPANA*.

Berger A., Udell G.F. (2003), “The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behaviour”,

Bry (G.) et Boschan (C.) (1971) « Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs », National Bureau of Economic Research.

Candelon B. et Gil Alana L.A.,« Fractional integration and business cycles features », Humboldt Universitat zu Berlin, Institut fur Statistik und Ökonometrie, Berlin, Germany.

CANOVA, Fabio (1998), « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, vol. 41.

CANOVA, Fabio (1998), « Detrending and business cycle facts: A user's guide », *Journal of Monetary Economics*, vol. 41.

Cardola J. C. et Marla R. (2002), « Credit Cycles Redux »,

Christiano. L.J et T. Fitzgerald, « THE BAND PASS FILTER » NBER WORKING PAPER 7257, <http://www.nber.org/papers/w7257>, NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH, Massachusetts.

Christofferson P.E.(1990), “Dating the turning points of Nordic Business cycles”

Coe, D., Helpman, E., 1995. International R&D spillovers. *European Economic Review* 39, 859–887.

Clerk L. (2001), « Le cycle du crédit, une revue de la littérature : Intermédiation, prime de financement externe et politique monétaire », *Bulletin de la banque de France* , n°94, octobre 2001.

Craigwell R. et Maurin A. (2002), « Production and unemployment cycles in the Caribbean: The case of Barbados and Trinidad and Tobago.

Dalsgaard.T, J. Elmeskov et C.Y. Park (2001) “On Going Changes in the Business Cycle- Evidence and Causes” Papier présenté au 23ème Colloque de la Société Universitaire Européenne de Recherches Financières, Brussels Octobre 2001.

Davis P.E.et Zhu H. (2004) « Bank lending and commercial property cycles : some cross country evidence », Monetary and Economic Department ,bis working papers , n°150.

De Rato R (2005) « Economic Integration in the Maghreb : The Path to Prosperity » Managing Director IMF publié dans l’*Economiste*, Maroc.

Einarson T. et Marquis M.H. (2001),” Bank intermediation over the business cycle “, *Journal of money , Credit and Banking* , vol. 33, n°4, novembre, pp 876-899.

Evans G.? Honkapohja S. et Romer P. (1996), « Growth cycles », NBER Working paper 5659.

Frankel, J., Rose, A., 1998. The endogeneity of the optimum currency area criterion. *Economic Journal* 108, 1009–1025.

Fidrmuc J., Korhonen L (2006), « Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs », May.

Fidrmuc J., Korhonen L. (2004), « A Meta-Analysis of Business Cycle Correlations between the Euro Area, CEECs and SEECs —What Do We Know?», ceec.oenb.at.

Filardo (A.) (2000) » Monetary Policy and Asset Prices » Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City, P. 11-37, troisième trimestre.

Gertler M. (1988), “ Financial structure and aggregate Economic Activity : An overview”, working paper n°2559, NBER Working paper series.

Harding (D.) et Pagan (A.) (2002a) « Dissecting the Cycle : A Methodological Investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49, PP. 365-381.

Harding D. et Pagan A. (2004), « Synchronisation of cycles », CAMA Working paper 3/2004.

Harding (D.) et Pagan (A.) (2002a) “Synchronisation of Cycles”, Document de travail, Melbourne University.

Harding D. (2003), « Towards an Econometrics foundation for turningpoint based analysis of dynamic processes », The University of Melbourne.

Hamilton, James D. 1989. A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica* 57(2):357–84.

Hodrick (R.) et Prescott (E.) (1997)” Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation” *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 29. No. 1 (February 1997).

Kent C. (), “ Cyclical prudence-credit cycles in Australia”, BIS papers n°1.

Kiyotaki N. et Moore J. (1995), « Credit Cycles », working paper n°5083, NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.

Kiyotaki N., Moore J.(1997),”Credit cycles“, *Journal of Political Economy*, 1997, vol. 105, n°2.

Koopman S.J., Lucas A. et Klaassen P.(2005), « Empirical credit cycles and capital buffer formation », *Journal of Banking & Finance* 29 (2005) 3159-3179.

Krugman P.(1993) Lesson of Massachusetts for EMU. In: Giavazzi, F., Torres, F. (Eds.), *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe*. Cambridge University Press, New York, pp. 241–261.

Ladiray D. (2002), “ Divers macros SAS: Analyse Exploratoire des données, Analyse des Séries Temporelles.

Fidrmuc J. and Korhonen L. (2004), “A meta-analysis of business cycle correlation between the euro area and CEECs: What do we know – and who cares?”, *BOFIT Discussion Papers* 2004 · No. 20

McDermott J. et Scott A. (2000) « Concordance in Business Cycles », Document de travail 00-37, Fonds Monétaire International.

Nilsson R. (2006), « Composite leading indicators and growth cycles in major OECD non member Economies and recently new OECD member countries, OECD statistics working paper.

Nilsson R. et Brunet O.(2005), « Composite leading indicators for major OECD non member Economies Brazil China India Indonesia Russian Federation South Africa », *OECD Statistics working paper*.

Everhart S., Hernandez R.D.(2001); “Short term macro monitoring leading indicator construction Mexico”, *International Studies program Working paper* 01-8, June.

Sitzia B., Girardi R., Dellportas P. and Tzougas J. ; “Recent development in time series analysis for official statistics”.

Stock J., Waston M. (2003), « Understanding changes in International Business cycles dynamics », Department of Economics, Harvard University and National Bureau Economic Research.

Zarnowitz V., Ozyildirim A. (2002), “ Time series decomposition and measurement of business cycles, Trends and growth cycles”, working paper 8736, National Bureau of Economic Research.

Annexe 1: Algorithme de Bry et Boschan (1971) tel que codé par Harding et Pagan (2002)

Les points de retournement se produisent localement (avec un environnement de 15 Mois)
Au niveau des points extrêmes de la série on a :

Pour un pic:

$$\Delta y_t > 0 \text{ et } \Delta y_{t+1} > 0 \text{ et } \Delta y_{t+2} < 0 \text{ et } \Delta y_{t+3} < 0$$

pour un creux:

$$\Delta y_t < 0 \text{ et } \Delta y_{t+1} < 0 \text{ et } \Delta y_{t+2} > 0 \text{ et } \Delta y_{t+3} > 0$$

Autre que ces deux conditions, les points de retournement identifiés doivent vérifier d'autres restrictions :

- Les creux et les pics doivent alterner.
- Les pics doivent être plus élevés que leurs creux à côté, sinon le creux est supprimé.
- La durée d'un cycle complet (qui sépare un pic d'un pic ou un creux d'un creux) ne peut être inférieure à 15 Mois, autrement, les points de retournements candidats sont supprimés.
- Le premier point de retournement dans les deux limites de la série doit être plus extrême que le point final lui-même (càd un creux (pic) doit être plus bas (plus haut) que le premier/dernier point dans la série), sinon le point de retournement est supprimé.
- La durée d'une phase complète, (qui sépare un pic d'un creux ou un creux d'un pic) doit être supérieure à 6 Mois, autrement, le point de retournement est supprimé.
- Les deux premiers trimestres et les deux derniers ne comprennent pas des points de retournement (ils n'ont pas suffisamment de points qui les précèdent ou des points qui les succèdent dans cette position).

Annexe 2 : Le filtre à Bande Passante de Christiano et Fitzgerald (2003)

Dans le but d'isoler les mouvements cycliques qui sont des périodes de récurrences dans l'intervalle $[b_l, b_u]$, on a utilisé le filtre à Bande passante, il est défini comme suit :

$$Y_t^{st} = B(L)y_t, \quad B(L) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} B_k L^k \quad L^k y_{t-k}, \quad \text{Avec } B_k = \frac{\sin(2K\pi / b)}{\pi_k}$$

Il est utile de rappeler la notion de densité spectrale pour interpréter le rôle de ce filtre. Ainsi, la densité spectrale d'un processus stochastique stationnaire Y , qu'on note S_Y , qu'on note

$S_Y(W)$, est interprété comme une décomposition de la variance de Y dans le domaine fréquentiel. De plus Y peut être décomposée en une somme de mouvements cycliques orthogonaux tels que chacune possède une fréquence différente des autres, on peut interpréter

$S_Y(W)$ comme la variance de y_t expliquée par les mouvements cycliques qui se réalisent avec une fréquence W .

Un résultat classique de l'analyse spectrale nous montre que sous certaines conditions, l'équation $\hat{Y}^{st} = B(L)y_t$ implique que la densité spectrale du processus $S_{Y^{st}}(W)$ en

utilisant la formule :

$$S_{Y^{st}}(W) = \|B(e^{-iW})\|^2 S_Y(W)$$

Avec $\|B(e^{-iW})\|^2$ est le module carré de $B(e^{-iW})$ étant donné la définition de B_k , un calcul

direct montre que :

$$B(e^{-iW}) = \begin{cases} \frac{1}{b} & \text{pour } W \in [2\pi/b, 2\pi/b] - [2\pi/b, -2\pi/b] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

A partir de cette formule, il est clair que la densité spectrale de y_t est non nulle dans la bande des fréquences : $[2\pi/b, 2\pi/b] - [2\pi/b, -2\pi/b]$ et elle vaut 0 pour n'importe quelle valeur de w allant de $[-\pi, \pi]$. En d'autres termes, toute la variance de y_t est expliquée par

les mouvements cycliques, qui sont avec des périodes de récurrence se situant entre b et b . La définition du filtre $B(L)$ impose une limite majeure puisque il nécessite des données avec

une taille infinie. En pratique, on travaille avec un échantillon fini et il est nécessaire d'effectuer une approximation appropriée de $B(L)$. En se basant sur un nombre infini d'observations $\{y_1, \dots, y_T\}$ du processus stochastique y_t . Christiano et Fitzgerald (2003)

ont défini une approximation linéaire optimale \hat{y}^{st} et y^{st} comme une solution du problème :

$$\min E[(y_t^{st} - \hat{y}_t^{st})^2 / \{y_1, \dots, y_T\}]$$

Ainsi la méthode utilisée consiste à minimiser l'espérance mathématique de l'erreur carré

entre les séries filtrées et les séries filtrés approximées. L'espérance est conditionnée sur toutes les données disponibles.

Annexe 3 : Méthodes de datation des cycles

On distingue deux méthodes pour la datation des cycles économiques; les méthodes paramétriques et les méthodes non paramétriques.

Les procédures non paramétriques qui sont basées sur un algorithme qui retrace l'évolution des données. L'algorithme de datation le plus utilisé est celui de Bry et Boschan(1971) pour les données mensuelles.

L'avantage principal des méthodes non paramétriques est la simplicité de leurs règles. Les hypothèses non paramétriques ne sont pas très restrictives concernant les données sous jacentes, sauf que pour certaines observations pour qu'ils puissent être classifiés, ils doivent ne pas être dans les extrémités de l'échantillon.

Les résultats de la datation non paramétrique sont robustes et non sensibles aux changements de la taille de l'échantillon, aussi, on peut les comparer pour différentes bases de données. Par ailleurs, ce sont ces mérites de simplicité et non spécificité des méthodes non paramétriques qui ont généré des critiques. Ainsi, Hamilton (2003) rejette cette méthode en arguant qu'on peut l'utiliser pour des données qui n'ont aucune relation avec les données économiques.

On expose dans ce qui suit un exposé de la méthodes non paramétrique en utilisant l'algorithme BB proposé par HP(2002).

Les points de retournement se produisent localement (avec un environnement de 5 trimestres) dans les extrema de la série sous jacente selon le schéma suivant:

Pour un pic:

$$\Delta y_t > 0 \text{ et } \Delta y_{t+1} > 0 \text{ et } \Delta y_{t+2} < 0 \text{ et } \Delta y_{t+3} < 0$$

pour un creux:

$$\Delta y_t < 0 \text{ et } \Delta y_{t+1} < 0 \text{ et } \Delta y_{t+2} > 0 \text{ et } \Delta y_{t+3} > 0$$

Autre que ces deux conditions, les points de retournement identifiés doivent vérifier d'autres restrictions :

- * Les creux et les pics doivent alterner.
- * les pics doivent être plus élevé que leurs creux à coté, sinon le creux est supprimé.
- * un cycle complet (càd la durée d'un pic à un pic ou d'un creux à un creux) ne peut être plus court que cinq semestres , autrement, les points de retournements candidats sont supprimés.
- * le premier point de retournement dans les deux limites de la série doit être plus extrême que le point final lui même (càd un creux (pic) doit être plus bas (plus haut) que le premier/dernier point dans la série), sinon le point de retournement est supprimé.
- * Les phases complètes, (càd d'un pic vers un creux et vice vers ça) doivent être non moins courtes que deux trimestre, autrement, le point de retournement est supprimé.
- * les points de retournement ne doivent pas être placés dans les premiers ou les derniers deux trimestres de la série (ils n'ont pas suffisamment de points qui les précèdent ou des points qui les succèdent dans cette position), sinon, ils sont supprimés.

Les méthodes paramétriques

Les méthodes paramétriques sont basés sur un processus générateur de données (Data generating process).

Un diagnostic des paramètres estimés donne les points de retournements des cycles économiques. La procédure la plus utilisée est basée sur les modèles à changement de régimes proposée par Hamilton(1989). Il a trouvé qu'un modèle non linéaire à deux régimes décrit bien la chronologie des points de retournement du PIB des états unis.

La chronologie des cycles économiques est donné par le classement des différents périodes par rapport à deux régime appropriés, dans notre cas on considère deux états de l'économie: expansion et récession.

L'utilisation des méthodes paramétriques implique une certaine connaissance des processus sous-jacents qui peuvent être utilisés directement pour comparer avec les modèles théoriques. En plus elle offre la possibilité de la prévision des cycles économiques par l'extrapolation d'un tel processus générateur de données identifiés.

Ces modèles non linéaires prennent compte de l'asymétrie des cycles, avec les récessions qui sont différents des expansions, cependant on évoque la dépendance de ces modèles aux données sous-jacentes. D'une part, ceci permet une certaine flexibilité mais d'autre part, les résultats deviennent instables avec le changement de la taille de l'échantillon ou des données eux mêmes. Ainsi, les résultats de datation de l'approche MS ne coïncident pas nécessairement avec les phases des cycles économiques quand il y a en addition d'autres choses tels que des changements structurels à long terme ou des "breaks" continus. Une autre limite de ces modèles, est leurs opacité ce qui rend difficile de saisir ce qui est actuellement effectué durant le processus de datation.

L'idée générale des modèles MS est le fait que l'économie peut être dans l'un de k régimes différents, dans notre cas on considère deux états, expansion et récession. Le modèle MS(2)-AR(p) s'écrit

$$Y_t = a\{0, S_t\} + a\{1, S_t\} Y_{t-1} + \dots + a\{p, S_t\} Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Avec

$$k=0,1,\dots,p. \quad ; \quad a\{k, S_t\} = a\{k,1\} \text{ si } S_t=1 \text{ et } a\{k, S_t\} = a\{k,2\} \text{ si } S_t=2$$

une suite de chaîne de Markov à deux régimes càd que pour tout t S_t ne dépend que de S_{t+1} .

Dans les modèles MS, les probabilités de transition p_{ij} mesurent la probabilité de rester dans le même régime et de passer d'un régime à un autre, ces probabilités sont exogènes et suivent un processus de Markov de premier ordre, càd qu'elles ne sont déterminés que par S_t et non pas tout les réalisations passées de S_t :

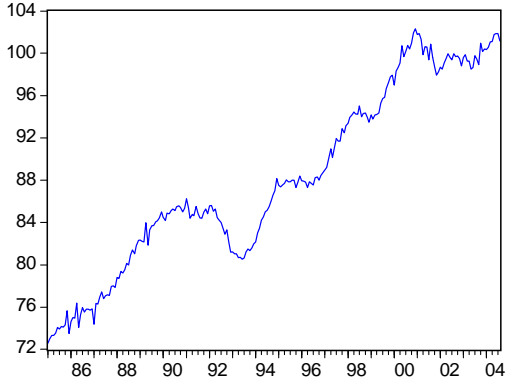
$$p_{ij} = \Pr(S_t = j / S_t = i, S_{t+1}, \dots, S_0).$$

Les probabilités estimées sont utilisés comme un signal de l'état actuel de l'économie. Dans la littérature, il convient de choisir un seuil pour ces probabilités à partir duquel une récession est signalée. Si la probabilité d'être dans le régime 2 dépasse 0.5 alors une récession est signalée.

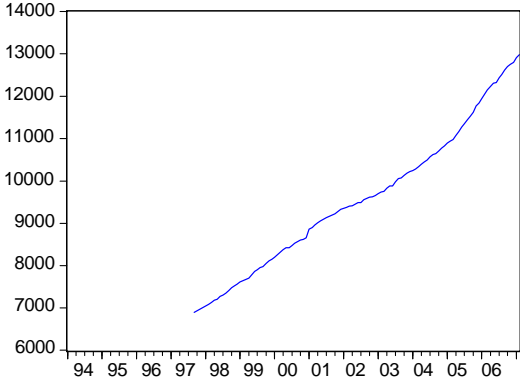
Annexe 2: Statistiques Descriptives

	Moyenne	Std.dev	skeweness	Kurtosis	Jaques bera(prob)
IPI Maroc	85,96	15.81	-0.0049	2.201	3.26 (0.195)
Crédits Maroc	180774.6	101528.9	0.481059	1.62222	27.768(0.000)
IPI Tunisie	122.27	27.80	0.58	1.73	28.95 (0.000)
Crédits Tunisie	8656222	4978658	0.6343	2.252	21.32 (0.000)
IPI Europe	88.10688	8.59	0.083	1.84	13.35(0.0012)
Crédits Europe					

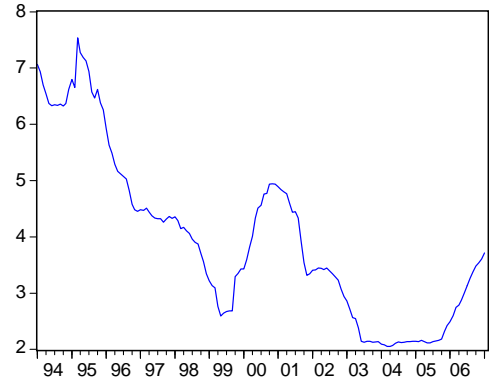
Annexe 3 Aperçu des différentes séries désaisonnalisés



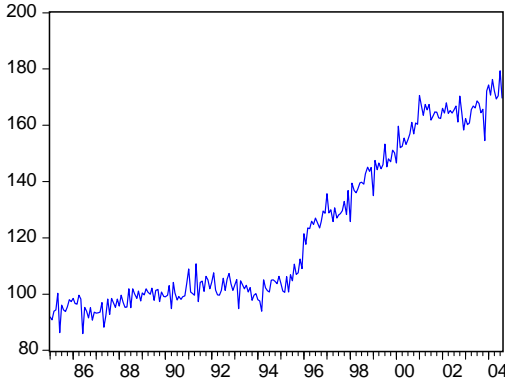
IPIEURO_SA



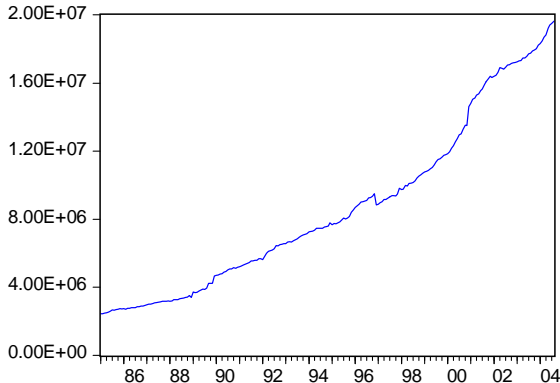
CREUR_SA



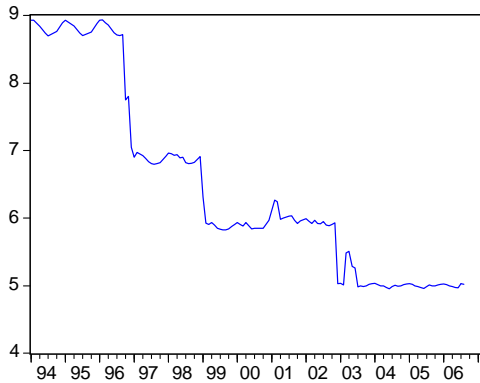
TMMEUR_SA



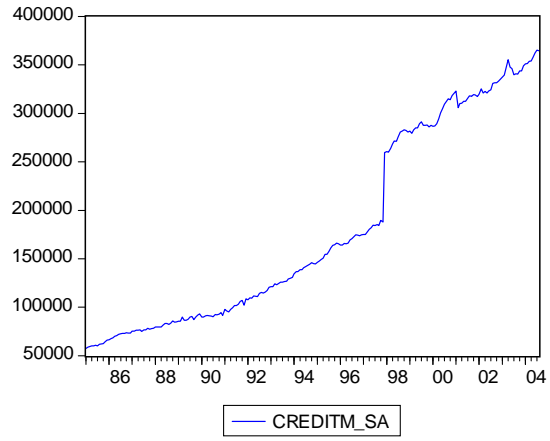
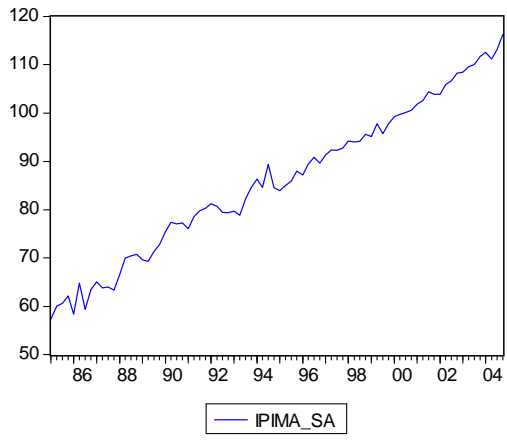
IPITU_SA



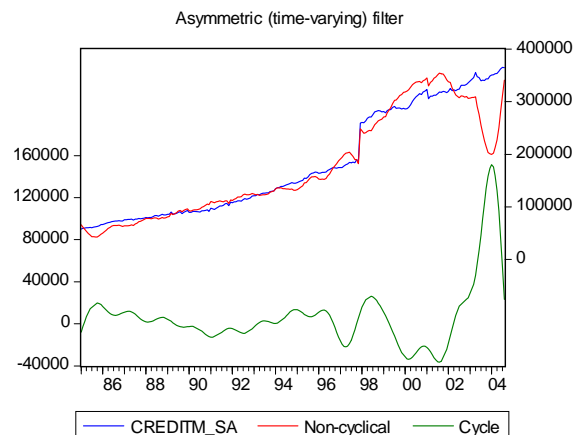
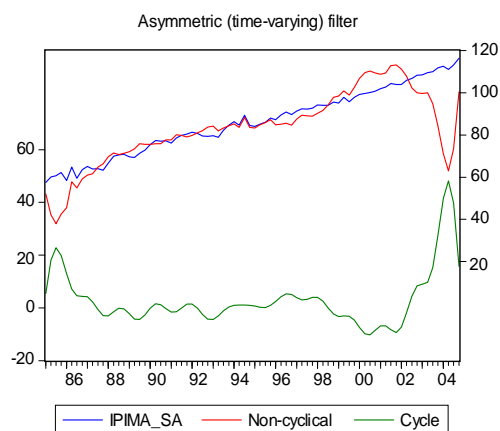
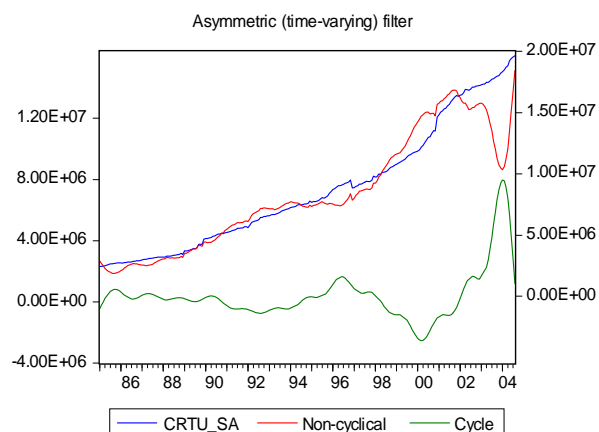
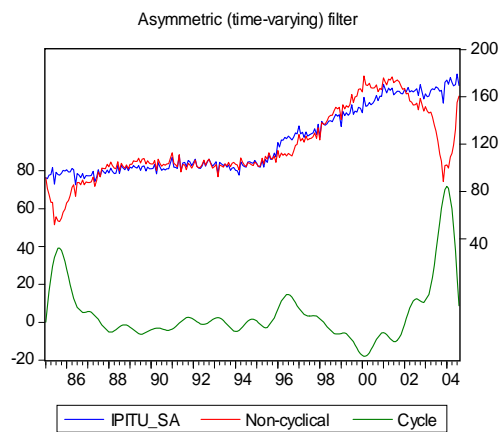
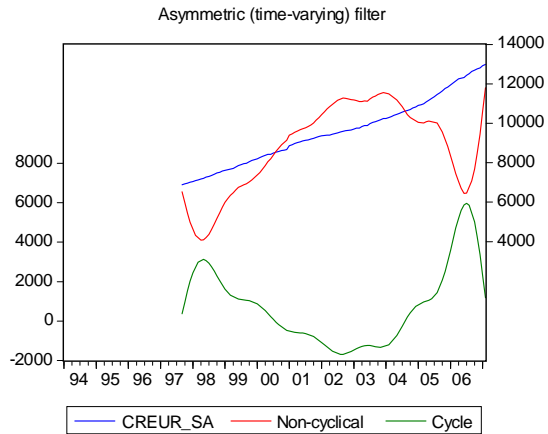
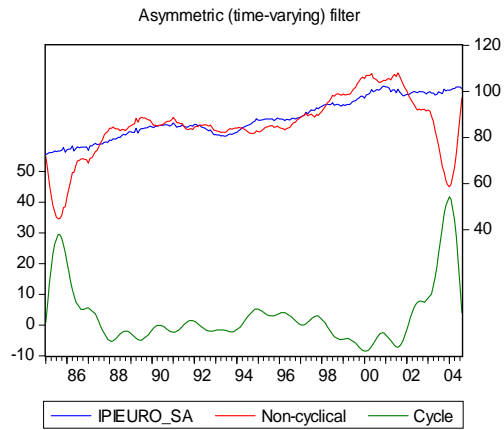
CRTU_SA



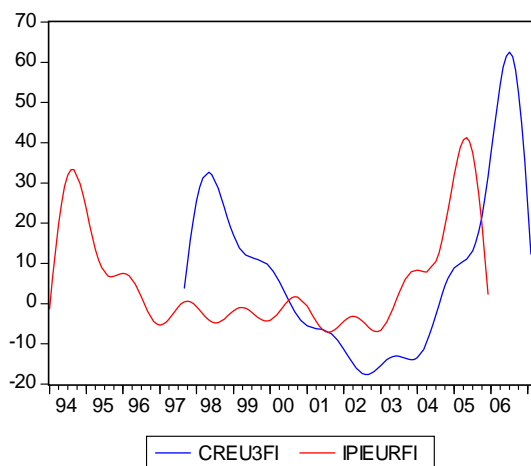
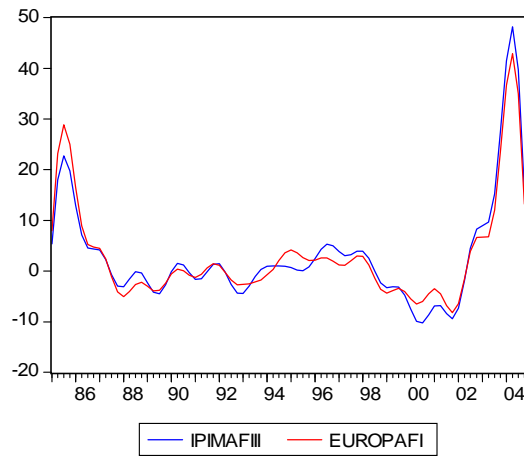
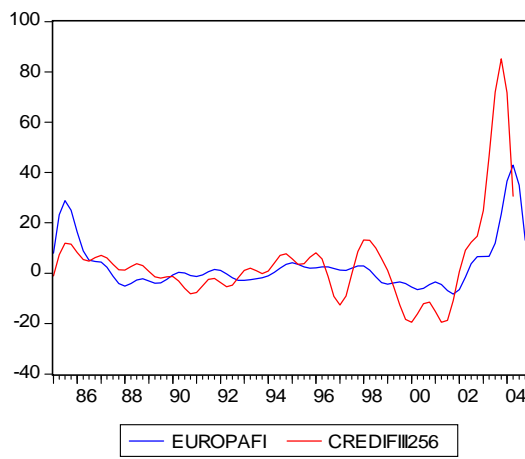
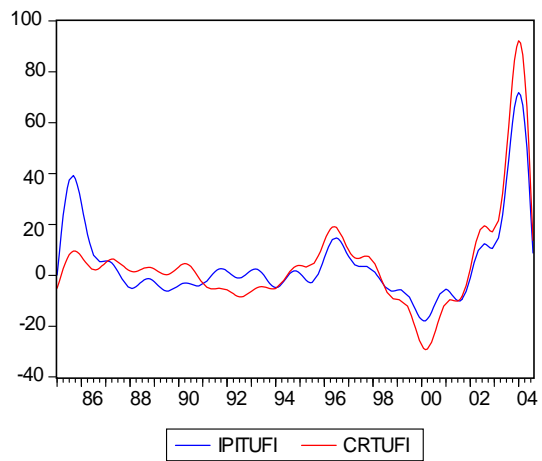
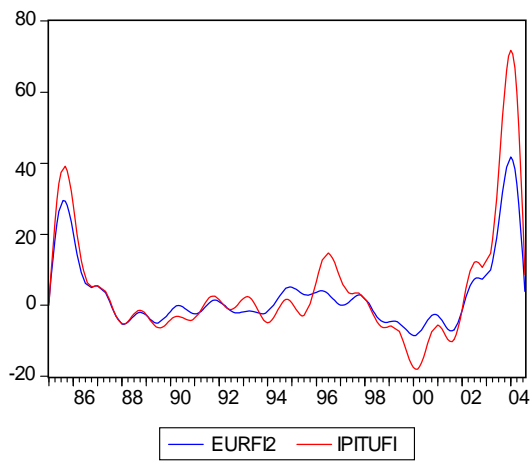
TMMTU_SA



Annexe 4 Décomposition des séries en tendance et cycle avec le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003)



Annexe : Shéma corrélation composantes cycliques: ipitu, ipima, ipieuro, credit tu, credtma, credeuro



Shéma corrélation composantes cycliques: tmmtu; tmmeuro; ipieuro; ipitu

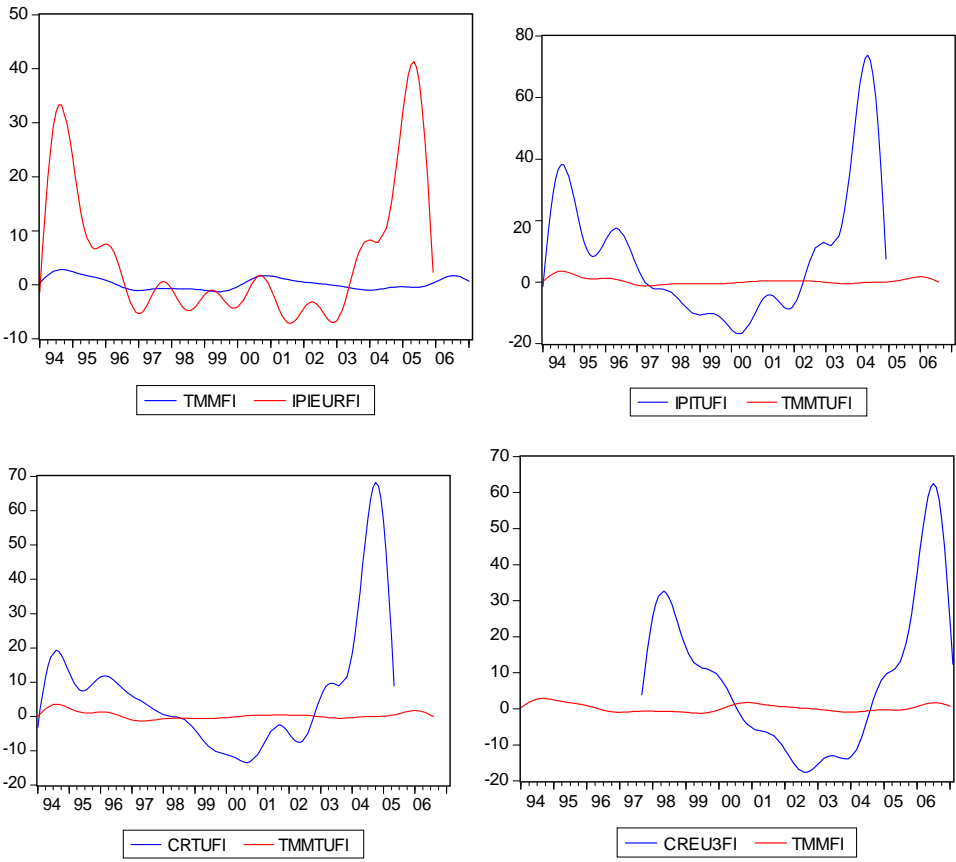


Tableau : Corrélations de Long Terme pour le Maroc

	IPI Europe IPI Maroc	IPI Europe Crédit Maroc	IPI Maroc Crédit Maroc
-4	0,55	0.55	0.72
-3	0,62	0.59	0.76
-2	0,72	0.67	0.81
-1	0.86	0.73	0.85
0	0.93	0.73	0.86
1	0.89	0.74	0.86
2	0.81	0.75	0.86
3	0.74	0.75	0.83
4	0.70	0.72	0.8