

Cycles réel et du crédit: convergence ou divergence ? Une comparaison pays maghrébins et Zone euro

**Préparé par Mme Mnif Trabelsi Afef, Doctorante en sciences économiques et assistante
à l'école supérieure de commerce de Sfax-Tunisie.**

Tel : 97757817

Mail : afef.t@mnif.com

Résumé

Cet article propose l'analyse de plusieurs types de co-mouvements (c'est-à-dire de la similarité du profil) entre variables réelles et financières de trois pays du Maghreb, la Tunisie, l'Algérie et le Maroc et la Zone euro. Il s'agit de l'examen du co-mouvement entre crédit aux entreprises et la production industrielle en volume durant la période de janvier 1961 jusqu'à décembre 2003. Pour ce faire, nous estimons et nous comparant tout d'abord, les caractéristiques cycliques pays par pays. Ensuite, nous calculons les indices de corrélation entre les cycles réels et de crédit pays par pays. Enfin, nous analysons les indices de concordance des cycles entre les pays du Maghreb et la zone euro. Nous ferons recours aux modèles structurels espace-état uni- et multi-varié à composantes inobservables proposés par le statisticien britannique Andrew Harvey pour l'extraction des composantes inobservables : tendance, cycle et irrégularité, ainsi que pour le calcul des indices de corrélation. Pour les besoins des estimations, nous utiliserons le logiciel STAMP7.0. En conclusion, il ne semble pas exister un fort lien de dépendance entre crédit et production industrielle dans les différents pays étudiés. L'intégration des marchés de crédit des pays maghrébins avec la zone euro semble faible. Cependant, le co-mouvement des cycles réels de ces pays et ceux de la Zone euro apparaît très important surtout pour le Maroc. La corrélation de l'activité réelle avec celle de Zone euro est donc très importante.

Introduction

C'est à la Conférence de Barcelone, tenue les 27 et 28 novembre 1995 qu'a été initié le Partenariat euro-méditerranéen. Cette première conférence euro-méditerranéenne a réuni les 15 Etats de l'Union Economique et Monétaire (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique, Autriche, Portugal, Finlande, Irlande, Luxembourg, Monaco, Saint-Marin, le Vatican et la Grèce) et les 12 Etats des Pays Partenaires Méditerranéens (Algérie, Chypre, Egypte, Israël, Jordanie, Liban, Malte, Maroc, Autorité Palestinienne, Syrie, Tunisie, Turquie), la Libye n'ayant pas été invitée. Le partenariat euro-méditerranéen se base sur trois volets (politique, économique et financier, culturel et humain).

Le pilotage du Partenariat est assuré par une réunion ministérielle Affaires étrangères tous les six mois. Chaque pays est représenté par un Ambassadeur au sein du comité des hauts fonctionnaires Euromed. Par ailleurs, des recommandations sont émises lors de réunions ministérielles spécifiques, notamment dans le cadre de la coopération industrielle (depuis 1996), du commerce (depuis 2001), de l'économie et des finances (depuis 2005). Le partenariat Euromed regroupe les 25 pays membres de l'UE et le Maroc, l'Algérie, la Tunisie, l'Egypte, Israël, la Jordanie, le Liban, la Syrie, les Territoires palestiniens et la Turquie.

L'objectif du partenariat euro-méditerranéen est de créer avec les pays du Maghreb et du Mashrek une zone de prospérité politique, économique et financière, culturelle et humaine commune. Après douze années de la Conférence de Barcelone est ce que l'objectif est atteint ?

La perspective de l'élargissement de la Zone euro renvoie à la question du degré d'intégration des pays méditerranéens avec les pays de l'Union Economique et Monétaire. Ce travail vise à dégager un ensemble de faits stylisés caractérisant ces relations dans le cas de trois pays du Maghreb (l'Algérie, la Tunisie et le Maroc) et de la Zone euro qui sert ici surtout de référence. Dans ce papier, nous proposons une vision de l'intégration à travers une analyse du lien entre cycles réels et cycles de crédit en suivant une approche structurelle. Plus spécifiquement, nous étudions les co-mouvements entre une variable réelle, l'indice de production industrielle en volume et une variable financière et le crédit bancaire aux entreprises. L'étude est conduite comme suit. La première section présente un bref descriptif des systèmes financiers des pays du Maghreb. La deuxième section présente les modèles structurels retenus. Dans la troisième section, nous procédons à une estimation pays par pays uni-varié pour étudier et comparer les caractéristiques cycliques des pays du Maghreb et la zone euro. Ensuite, Dans le cadre de la

quatrième section, nous nous basons sur une approche multi-variée, intra-pays et en référence à la Zone euro, pour étudier la concordance entre cycle réel et cycle de crédit, ainsi que leurs synchronisation face et la zone euro. Enfin la dernière section fournit la conclusion.

1. Présentation des données et bref descriptif des systèmes financiers des pays Maghrébins

La production industrielle en volume est considérée ici comme variable décrivant l'activité réelle. C'est la seule variable d'activité cohérente disponible sur la même période, notamment pour les pays maghrébins. La variable de crédit concerne les financements bancaires accordés au secteur des sociétés et quasi-sociétés non financières. Les données utilisées, de sources nationales et internationales, sont en fréquence annuelle et couvrent la période allant de janvier 1961 à décembre 2003¹. Nous faisons recours aux modèles espace-état uni et multi-varié à composantes inobservables proposés par le statisticien britannique Andrew Harvey pour l'extraction des composantes inobservables (tendance, cycle et irrégularité) et la corrélation entre les cycles. Pour les besoins de l'estimation, nous utilisons le logiciel STAMP (Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor), dernière version 7.0 diffusée en mai 2006; spécialement conçu pour estimer les modèles à composantes inobservables (Koopman, Harvey, Doornik et Shephard,).

Les économies des pays maghrébins retenus dans l'étude sont typiquement des pays de finance intermédiée par les banques : la part des établissements de crédit dans le total des actifs détenus par l'ensemble des institutions financières dépasse les 80 %. Les banques sont donc les principaux vecteurs de l'intermédiation, fournissant l'essentiel du crédit à l'économie et canalisant une grande partie de l'épargne du public. La taille et le rôle des marchés financiers sont très faibles. Cependant, au vu des standards internationaux, la taille du secteur bancaire et la profondeur du processus d'intermédiation restent relativement faibles dans ces pays en pourcentage du PIB. Un autre aspect du financement des économies Magrébines, à la différence des pays de la Zone euro, la part des prêts bancaires aux ménages est faible, ce qui renforce le choix de focaliser l'analyse sur le secteur des entreprises.

2. Modèle retenue : le modèle structurel espace-état

Deux méthodes sont disponibles pour étudier les cycles d'activité (business cycle) : les méthodes conjoncturistes descriptives et les méthodes statistiques économétriques. Les méthodes conjoncturistes descriptives ne font pas recours aux modèles statistiques et logiciels, mais se

¹ Banque Mondiale 2005.

reposent sur des règles pour identifier les points de retournement. Les méthodes statistiques économétriques ont l'avantage sur des méthodes plus descriptives d'être soumise à une estimation et à un test. Elles se prêtent à une lecture interprétative d'ordre économique. Ces méthodes reposent toutes sur une décomposition de la série observée en deux composantes : une tendance et un cycle. Il existe deux formes de techniques : les techniques traditionnelles et celles récentes stochastiques. Les techniques traditionnelles décomposent la série en tendance et cycle, tel que la méthode de la moyenne mobile et le filtre de Hodrick-Prescott (tendance déterministe). Ces modèles apparaissent parfois dans la littérature sous le terme T S (trend stationary), et le cycle (supposé stationnaire) apparaît alors comme l'écart à la tendance. Ces méthodes, ont été fortement critiquée puisqu'ils peuvent affecté de façon significative les propriétés stochastiques des données tel que la variance et la covariance de la série filtrée perdant tout pouvoir informatif. Les techniques récentes ; deux approches principales sont identifiées ; le modèle de Beveridge et Nelson qui exprime les composantes à l'aide d'une représentation ARIMA de la série et les modèles à composantes inobservables qui reposent sur l'utilisation du modèle espace état et le filtre de Kalman. En effet, cette dernière méthode à composantes inobservables est la méthode la plus satisfaisante et qui sera retenue. Elle exploite les caractéristiques stochastiques propres à chaque composante de la série, sans faire d'hypothèse sur une relation entre celles-ci ou entre leurs innovations, elle apparaît donc préférable à la décomposition de Beveridge & Nelson et sera examinés en détail dans ce qui suit. Nous utilisons le modèle uni et multi-varié à composantes inobservables proposé par le statisticien britannique Andrew Harvey. Un modèle est qualifié de « structurel », lorsqu'il contient des composantes inobservées pouvant faire l'objet d'une interprétation directe. L'extraction des composantes inobservables : tendance, cycle et irrégularité, se fait à l'aide de la technique du filtre de Kalman, une fois le modèle écrit sous sa forme espace-état. Cette méthode a l'avantage sur des méthodes plus descriptives d'être soumise à une estimation. Le modèle, nous aide à reproduire convenablement les irrégularités et les déformations effectives de l'activité économique et financière. Les modèles espace-état intègrent la distinction entre les variables observées (le signal) et les variables cachées (l'état interne), chacune de ces composantes fait alors l'objet d'une estimation distincte. Par contre, le modèle « Tendance cyclique », de Beveridge et Nelson, n'autorisent pas la distinction entre tendance et cycle, comme leur nom l'indique. Cette dernière représentation est moins transparente que celle permettant l'estimation séparée du cycle. C'est un

motif de rejet de ce type de modèle, puisque l'objectif est justement d'extraire une composante cyclique la plus « claire » possible. Dans le cadre du modèle uni-varié à composantes inobservables, la présence de racine unitaire ne pose pas de problèmes à l'estimation. Les résultats restent valides en présence de séries non stationnaires. Si ce modèle conduit à d'intéressants résultats sur les évolutions du cycle et de la tendance, sa principale limite concerne l'hypothèse d'indépendance entre la tendance et le cycle. Le modèle général à composantes inobservables, est une série chronologique $\{y_t\}$ qui peut être décomposée en une tendance (trend) (Tt), une composante cyclique (Ct) et une composante irrégulière (ε_t) selon une relation additive²

$$y_t = T_t + C_t + \varepsilon_t ; \quad t= 1, \dots, H$$

Chacune de ces composantes est stochastique et elles sont mutuellement non corrélées entre elles. La composante irrégulière ε_t est un bruit blanc³.

Le logiciel STAMP 7.0, diffusé en mai 2006, apporte un plus certain par rapport à notre étude parce qu'il est conçu spécialement pour ce type du modèle. En plus met en évidence trois formes de cycles : cycle court, cycle moyen et cycle long.

-Modélisation de la tendance stochastique

La modélisation de la tendance proposée par Harvey permet d'engendrer plusieurs types de tendance.

--- Le modèle général totalement stochastique « Tendance localement linéaire ». La nature stochastique de la tendance est déterminée par les variances de ces deux bruits. Plus ces dernières sont élevées, plus les mouvements stochastiques dans la tendance sont importants.

La tendance T_t est modélisée sous la forme :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

Où η_t et ζ_t sont deux bruits blancs indépendants, respectivement de variance σ_η^2 et σ_ζ^2 . Le bruit η_t permet au niveau de la tendance de fluctuer, tandis que ζ_t en fait varier la pente β_t .

--- Le modèle extrême « tendance linéaire déterministe » où $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$, la et s'écrit $T_t = T_{t-1} + \beta$, ou encore $T_t = T_0 + \beta t$.

² Le modèle sera appliqué à des séries temporelles qui ont subi préalablement une transformation logarithmique, ce qui justifie cette écriture additive.

³ Un bruit blanc est une variable aléatoire d'espérance mathématique nulle, de variance stable, et non corrélée dans le temps.

--- Le modèle « Slowly Moving Smooth Trend » ou « tendance douce » où seule la variance $\sigma_\eta^2 = 0$, la tendance est intégrée d'ordre deux comme dans le cas général.

--- Le modèle « Random walk with drift » ou « marche aléatoire avec dérive » où seulement $\sigma_\zeta^2 = 0$, la pente est constante dans le temps.

Pour spécifier correctement le modèle de la tendance, nous se basons sur les tests de diagnostics de qualité statistiques permettant a posteriori d'arbitrer entre les différents modèles.

-Modélisation d'un cycle stochastique

La formulation stochastique du cycle permet de reproduire convenablement les irrégularités et les déformations effectives de l'activité boursière.

La composante cyclique est de type ARMA (2,1) ; peut être modélisée comme suit :

$$\begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

C_t^* est une variable "duale" du cycle C_t , qui est nécessaire à la formulation récursive de ce dernier. Le paramètre ρ , compris entre 0 et 1, désigne le facteur d'amortissement du cycle au cours du temps. Si $\rho = 1$, le cycle est déterministe et se reproduit à l'identique, si $\rho < 1$, il s'amortit. La fréquence de ce dernier est donnée par le paramètre λ , qui appartient à l'intervalle $[0, \pi]$. La période du cycle (exprimée par exemple en nombre de mois s'il s'agit d'une série mensuelle, le cas de notre étude) correspond à $2\pi / \lambda$: c'est la durée théorique du cycle, c'est-à-dire le temps nécessaire pour qu'une oscillation cyclique complète ait lieu à la suite d'une impulsion initiale⁴. Les perturbations κ_t et κ_t^* sont deux bruits blancs indépendants entre eux et de même variance σ_κ^2 .

-Généralisation multi-variée

Le modèle espace-état uni-varié, peut faire l'objet d'une généralisation multi-variée, où les décompositions propres à plusieurs variables y_i sont estimées simultanément.

Plusieurs cycles de périodes et d'amplitudes distinctes peuvent être incorporés dans le modèle pour manifester des mouvements oscillatoires associés à différentes fréquences. Le cycle global est la somme des différentes composantes cycliques ; il mêle donc plusieurs fréquences élémentaires. L'équation a une forme plus générale:

⁴ En physique, la fréquence d'un phénomène désigne le nombre de cycles qu'il exhibe par unité de temps et la période, ou durée, du cycle correspondant est donc inversement proportionnelle à cette fréquence.

$$y_t = T_t + \sum_{j=1}^m C_{jt} + \sum_{k=1}^p \delta_k w_{kt} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, H$$

Où m cycles C_j et p variables d'intervention w_k sont présents.

Dans le cas des tendances, cette approche est assimilable à la démarche économétrique de la cointégration qui consiste à tester l'existence de relations stationnaires de long terme entre différentes séries. Dans le cas des cycles, l'approche multi-variée permet d'étudier la ressemblance et la synchronisation des séries cycliques. Les cycles sont similaires si les séries estimées présentent les mêmes caractéristiques structurelles à savoir le coefficient d'amortissement (ρ) et la période du cycle, mais ils ne sont pas synchronisés car ils ne sont pas engendrés par la même chronique de chocs. Les cycles communs sont non seulement similaires mais sont aussi engendrés par des chocs parfaitement corrélés; ils sont parfaitement synchronisés (si la corrélation unitaire est de signe positif) et ne diffèrent que par leur amplitude : ils sont donc synchronisés. L'intérêt de la dimension multi-variée est de déterminer si les composantes stochastiques propres à chacune des variables y_i dépendent de facteurs communs, c'est-à-dire si les chocs qui donnent naissance à ces composantes sont étroitement corrélés.

3. Diagnostics et procédure d'estimation uni-variée

La procédure d'estimation débute en premier lieu par l'estimation du vecteur q des hyper-paramètres de la représentation espace état du modèle T+C, afin de déterminer les propriétés stochastiques du modèle. Une fois le modèle à composantes inobservables est spécifié, l'estimation de ce modèle est effectuée selon la méthode du maximum de vraisemblance, en utilisant la représentation appelée espace état, qui décompose le modèle en une équation d'observation et une équation d'état. Avec cette représentation espace-état, l'extraction des composantes inobservables, tendance et cycle, peut se faire à l'aide du filtre de Kalman. On a procédé à une série de diagnostics de qualité statistique complémentaires pour juger de la qualité empirique du modèle. D'abord, les statistiques de normalité permettent de détecter la présence de points irréguliers mal expliqués par le modèle. Ensuite, la statistique de corrélation temporelle $Q(p,q)$ de Box-Ljung permet de tester la nullité de l'autocorrélation des p premiers résidus. Enfin, le diagnostic R_D^2 ⁵ qui permet de sélectionner le modèle adéquat. Si le R_D^2 est positif, le modèle

⁵ R_D^2 Compare la variance de l'erreur de prévision obtenue en effectuant, sur l'intervalle d'estimation, une suite de prévisions à horizon d'une période, avec celle qui serait obtenue par un modèle « naïf » : $y_t = y_{t-1} + \beta + \eta_t$.

estimé fait preuve, sur la période historique, d'une meilleure performance prévisionnelle. Si le R_D^2 est négatif le modèle testé est donc rejeté.

3.1. *Diagnostics et estimation uni-variée : cycle réel (PIB)*

Les fluctuations caractérisent l'activité économique moderne et semblent être une évidence. Les fluctuations sont toute variation d'une variable économique qui n'est pas constante. Cependant, tout phénomène récurrent mais non périodique est un cycle, et connaît une répétition de trois phases successives : un essor (phase de prospérité), une crise (point de retournement), une dépression. Le cycle, mouvement économique pur, se distingue du « trend » (tendance), qui est l'évolution lourde du phénomène. Classiquement, le cycle est défini comme une succession de phases d'expansion et de récession. Les phases d'expansion (ou phase haussière) sont définies comme les périodes de temps séparant un creux d'un pic ; à l'opposé, les phases de récession (ou phase baissière) correspondent aux périodes séparant un pic d'un creux.

Il est en effet crucial de distinguer entre cycle similaire et cycle commun. Des cycles sont simplement similaires s'ils présentent les mêmes caractéristiques structurelles (même période), mais ne sont pas synchronisés. Des cycles communs sont parfaitement synchronisés et corrélés s'ils ont les mêmes points de retournements et ne diffèrent que par leur amplitude.

Le tableau 1 indique les résultats de la décomposition uni-variée de la production industrielle en volume et couvrent la période allant de janvier 1961 à décembre 2003. Les diagnostics de qualité statistiques sont assez satisfaisants. Le modèle uni-varié adéquat est spontanément un modèle du type « tendance douce » (slowly moving smooth trend) accompagné d'une composante irrégulière pour l'ensemble des pays du Maghreb et pour l'Union économique et Monétaire. L'estimation met en valeur trois types de cycle pour chaque série estimée : cycle court, cycle moyen et cycle long. Les caractéristiques cycliques de la Tunisie sont comparables à celles de l'Union Economique et Monétaire. La volatilité et l'amplitude des cycles de l'Algérie et du Maroc sont plus élevées à celle de la zone euro. Les cycles longs de l'UEM et de la Tunisie sont déterministes puisque ρ est égale à un ce qui met en évidence l'aspect répétitive de cycles semblables. Les durées des cycles de la zone euro, la Tunisie et le Maroc sont très comparables. Les durées des cycles courts sont autour de quatre ans, celles des cycles moyens sont autour de huit ans et celles des cycles longs sont autour de quinze ans. Les durées des cycles moyens et longs de l'Algérie sont supérieures à celles de la zone euro. Les fréquences des cycles des pays du Maghreb et de l'Union Economique et Monétaire sont comparables et témoignent d'une

certaine stabilité à long terme.

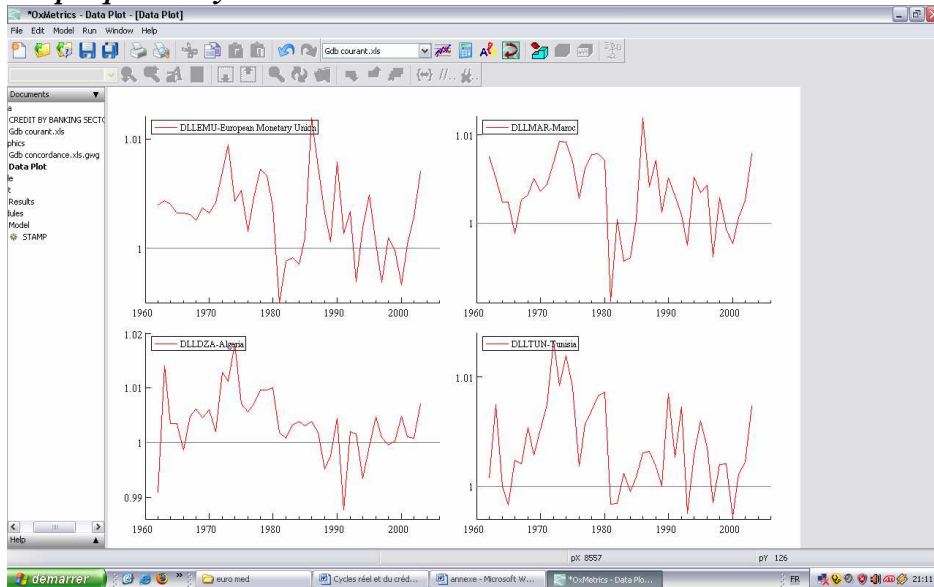
Tableau1 : Diagnostics et estimation uni-variée : cycle réel (PIB)

Diagnostics	UEM			Tunisie			Algérie			Maroc		
	CC	CM	CL	CC	CM	CL	CC	CM	CL	CC	CM	CL
variance de l'erreur de prévision	0.071868			0.068487			0.0107149			0.077951		
R^2_d (Coefficient Relatif de détermination)	0.48206			0.38475			0.38351			0.35903		
N_{DH} (Statistique de normalité)	6.0637			1.7739			6.7104			6.9122		
Q (p,q) (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	3.3937 (p=5, q=0)			0.58939 (p=5, q=0)			2.4035 (p=5, q=0)			2.6138 (p=5, q=0)		
Spécification du modèle												
σ^2_ε (variance de la composante irrégulière)	0.00065187			0.0007664			0.00028172			0.00011376		
σ^2_η (variance des innovations sur le niveau de la tendance)	0.00000			0.00000			0.00000			0.00000		
σ^2_ζ (variance des innovations sur la pente de la tendance)	0.37782			0.00039033			0.0041229			0.0012296		
Les caractéristiques du cycle												
volatilité	0.0008	0.0049	0.0152	0.0006	0.0015	0.01563	0.0014	0.0004	0.1366	0.0019	0.003	0.0141
amplitude	0.0336	0.0680	0.1723	0.0326	0.0204	0.16930	0.0075	0.00162	0.4873	0.0052	0.073	0.1787
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	0.9520	0.9092	1.0000	1.0000	0.60625	1.0000	0.8938	0.77017	0.9998	0.6066	0.955	0.9999
Période du cycle en années	4.1009	8.1735	15.175	5.8341	7.7194	17.116	5.4746	24.557	30.676	4.243	8.619	15.123
fréquence	1.5321	0.7687	0.4140	1.0770	0.81394	0.36709	1.1477	0.25586	0.2048	1.1302	0.728	0.4154

D'après le graphique 1, on remarque que les cycles réels du Maroc et de la Tunisie et de la zone euro sont semblables. Cependant, les cycles réels de l'Algérie et de la zone euro sont différents. En effet, les creux des années quatre-vingt, quatre-vingt-dix et deux mille sont partagés par la Tunisie, le Maroc et la Zone euro à l'exception de l'Algérie. D'après les séries cycliques, on remarque que les cycles réels de la zone euro et le Maroc sont très comparables dans les phases haussières et baissières. Depuis les années quatre-vingt-dix, les phases cycliques de la Tunisie sont de plus en plus synchronisés avec ceux de la zone euro. Cependant, les points de retournements cycliques de l'Algérie ne se coïncident pas avec ceux de la zone euro à

l'exception du creux des années quatre-vingt-dix. Les caractéristiques des cycles réels des pays du Maghreb sont similaires et comparables à celles de la zone euro, surtout pour le Maroc et la Tunisie.

Graphique 1 : Cycles réels



3.2. Diagnostics et estimation uni-variée : cycle de crédit

Le tableau 2 indique les résultats de la décomposition uni-variée de la variable de crédit couvrant la période allant de janvier 1991 à décembre 2003. Les diagnostics de qualité statistiques sont assez satisfaisants. Le modèle uni-varié adéquat est spontanément un modèle du type « tendance douce » (slowly moving smooth trend) accompagné d'une composante irrégulière pour la zone euro et le Maroc. L'estimation met en valeur trois types de cycle pour chaque série estimée : cycle court, cycle moyen et cycle long. Les niveaux de volatilité et d'amplitude de l'Union Economique et Monétaire sont les plus faibles des séries étudiées. Cependant les niveaux de volatilité et d'amplitude des pays du Maghreb ne sont pas élevés. Les trois cycles de l'Algérie sont de type déterministes. Les durées des cycles sont assez comparables. Les fréquences des cycles des pays du Maghreb et de l'Union Economique et Monétaire sont comparables et témoignent d'une certaine stabilité à long terme.

Tableau 2 : diagnostics et estimation uni-variée : cycle de crédit

	UEM			Tunisie			Algérie			Maroc		
Diagnostics	CC	CM	CL	CC	CM	CL	CC	CM	CL	CC	CM	CL
variance de l'erreur de prévision	0.00147844			0.0068553			0.0143376			0.055441		
R^2_d (Coefficient Relatif de détermination)	0.39650			0.30132			0.36341			0.22166		
N_{DH} (Statistique de normalité)	0.45035			5.3808			2.0991			2.6104		
Q (p,q) (Statistique de corrélation de Box-Ljung)	4.1160 (p=5, q=0)			1.8981 (p=5, q=0)			1.3054 (p=5, q=0)			1.9599 (p=5, q=0)		
Spécification du modèle												
σ^2_ε (variance de la composante irrégulière)	0.00097066			0.00000			0.00000			0.0013743		
σ^2_η (variance des innovations sur le niveau de la tendance)	0.00000			0.00000			0.00000			0.00000		
σ^2_ζ (variance des innovations sur la pente de la tendance)	0.27139			0.00053392			0.0024001			0.0024601		
Les caractéristiques du cycle												
volatilité	8.1937 e-005	0.0049	0.0152	0.0014	0.00260	0.00840	0.0101	0.00119	0.0075	0.0002	0.000 14	0.0023
amplitude	0.0102	0.0680	0.1723	0.0047	0.03935	0.03363	0.1289	0.04220	0.1168	0.0205	0.013	0.0504
ρ (Facteur d'amortissement du cycle)	1.0000	0.9092	1.0000	0.7909	0.94765	0.98460	0.7120	1.0000	1.0000	1.0000	1.000 0	0.9539
Période du cycle en années	5.1031	8.1735	15.175	3.4258	8.4569	17.006	4.3583	8.3926	15.404	4.5822	7.993	19.691
fréquence	1.2312	0.7687	0.4140	1.8341	0.74297	0.36946	1.4417	0.74865	0.4078	0.8286	1.258	0.3190

L'examen des cycles de crédit des pays du Maghreb et la zone euro d'après le graphique 2, montre qu'il n'y a pas plusieurs points de retournements en communs. Pour le cycle de crédit de la Tunisie, les points de retournement sont même opposés, par exemple le pic des années quatre-vingt pour le cycle de la zone euro coïncide avec un creux pour le cycle tunisien. Les phases cycliques de l'Algérie sont en commun avec celles de la zone euro surtout avant les années quatre-vingt. Le Maroc semble le pays qui n'est pas affecté par une crise en ce qui concerne le secteur de crédit. Le cycle de crédit de la zone euro montre une crise à la fin des années soixante-dix. L'observation du cycle de crédit tunisien met en valeur une crise à la fin des années quatre-

vingt. La crise du secteur du crédit pour l'Algérie est détectée dans les années deux mille.

Les caractéristiques cycliques de crédit maghrébin sont similaires à celles de la zone euro en ce qui concerne les caractéristiques cycliques. Cependant, les points de retournements et les phases des cycles de crédit ne sont pas partagés par les pays du Maghreb et la zone euro.

Graphique 2 : Cycles de crédit



4. Concordance entre composantes cycliques : espace-état multi-varié

D'après l'estimation uni-variée du PIB et du crédit, on a détecté une ressemblance et une similarité des caractéristiques cycliques des pays du Maghreb et celles de la zone euro. Cependant, d'après les graphiques des cycles, on a détecté une certaine communauté des points de retournement pour les cycles réels mais qui n'est pas le cas pour les cycles de crédit. La ressemblance des caractéristiques cycliques entre les pays du Maghreb et la zone euro ne signifie pas nécessairement une corrélation et une synchronisation des cycles entre deux zones. Nous essayons donc dans ce qui suit de calculer les indices de concordance des cycles intra-pays c'est-à-dire entre cycle réel et de crédit ainsi que leurs synchronisation en référence à la zone euro.

4.1. Concordance intra-pays : cycle réel /cycle financier

La communauté du modèle « tendance douce » permet de comparer aisément les trajectoires tendanciennes. Le calcul des indices de concordance permettant de déterminer le degré de coïncidence des co-mouvements des variables d'activité et de crédit est qui sont présentés dans le tableau 3. Les résultats intra-pays indiquent des indices de concordance négatifs entre la production industrielle et le crédit pour la Tunisie et le Maroc. Ces indices négatifs mettent en

évidences des phases cycliques opposées pour la production et le crédit. Une très faible synchronisation positive des cycles de production et de crédit apparaît pour l'Algérie et pour la Zone euro. Toutefois, c'est un indicateur restrictif de l'activité réelle (l'indice de production industrielle) qui est utilisé dans cette étude incite à une relative prudence dans l'interprétation des résultats empiriques.

L'analyse intra-pays montre que le crédit aux entreprises est contracyclique dans la Zone euro et Dans les pays du Maghreb. Il ne semble donc pas exister de relation significative entre crédit et production dans une approche intra-pays.

Pour autant, l'absence de concordance significative n'implique pas nécessairement que les cycles pris deux à deux sont des phénomènes distincts ou déconnectés. Le résultat obtenu souligne simplement le fait que les périodes d'expansion et de récession de la production industrielle et du crédit ne coïncident pas.

Tableau 3 : Concordance cycle réel et cycle de crédit

Indice de oncordance cycle réel /cycle financier de l'UEM	0.04537
Indice de concordance cycle réel /cycle financier de la Tunisie	-0.14400
Indice de concordance cycle réel /cycle financier de l'Algérie	0.00763
Indice de concordance cycle réel /cycle financier du Maroc	-0.17350

4.2. Concordance en référence à la zone euro

La Tunisie ne parait pas être caractérisée par une concordance significative de son niveaux de crédit avec la zone euro, le lien entre les productions industrielles étant plus net. Un examen plus détaillé montre une anticoncordance (absence quasi-total de co-mouvement des variables dans les mêmes phases du cycle) de la distribution du crédit de la Tunisie par rapport à la zone euro. Un lien plus marqué apparaît cependant entre les cycles de crédit du Maroc et de la Zone euro à un seuil le plus élevé de confiance de 45%.

Les calculs signalent un lien plus important entre les cycles de production de la Zone euro et celles des pays du Maghreb. L'indice de concordance des cycles réels entre l'Algérie et la zone euro est le plus faible des pays étudiés qui est égale à 15%. En revanche, s'agissant des cycles réels, le Maroc affiche une concordance significative et prononcée avec la Zone euro qui est égale à 91%.

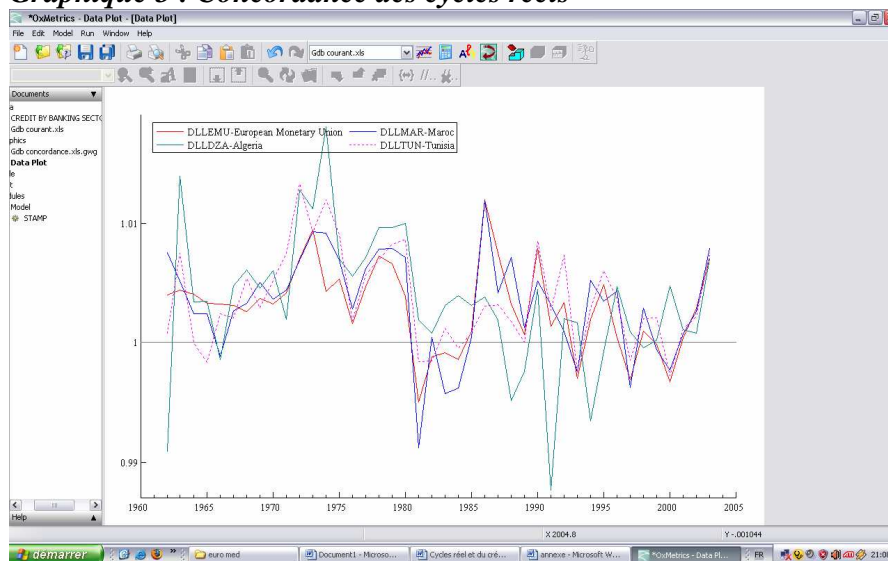
La synchronisation des cycles de production industrielle des pays maghrébins et la zone euro apparaît plus importante que celles des cycles de crédit. Elle est positive dans tous les cas et elle est particulièrement forte entre la production du Maroc et celle de la zone euro. L'activité réelle des entreprises industrielles des différents pays maghrébins présente une intégration avec l'UEM. Parmi les trois pays considérés, elle est la plus forte au Maroc, plus réduite en Tunisie et plus faible en Algérie. L'intégration des sphères réelles des pays maghrébins avec la zone euro est donc plus prononcée. Elle positive et très importante.

Tableau 4 : Concordance cycle de l'UEM et cycle des pays du Maghreb

	Indice de concordance avec le cycle réel de l'UEM	Indice de concordance avec le cycle de crédit de l'UEM
Tunisie	0.54240	-0.07714
Algérie	0.15059	0.15915
Maroc	0.91735	0.45207

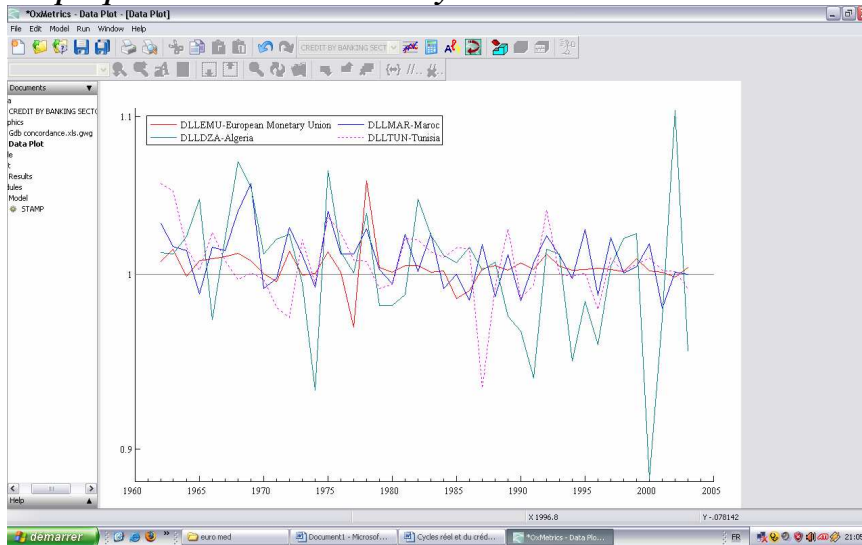
D'après le graphique 3, on remarque une corrélation quasi parfaite entre les cycles réels du Maroc et la zone euro surtout à partir années soixante-dix. Le cycle réel tunisien est très influencé par celui de la zone euro surtout depuis 1975, et suit ce dernier avec un décalage de quelque mois. Depuis 1985 les phases cycliques réelles de l'Algérie semblent être opposées à celles de la zone euro, du Maroc et de la Tunisie.

Graphique 3 : Concordance des cycles réels



Le graphique 4 montre qu'il n'existe pas beaucoup de phases cycliques en commun entre les cycles de crédit des pays maghrébins et celui de la zone euro. Les points de retournement du cycle de crédit du Maroc qui sont en commun avec ceux de la zone euro, sont en décalages de quelques mois. Les phases cycliques du crédit de la Tunisie et de la zone euro paraissent totalement opposées.

Graphique 4 : Concordance des cycles de crédit



5. Conclusion

La partenariat euro-méditerranéenne renvoie à la question du degré d'intégration des pays maghrébins avec les pays de la zone euro. Dans ce papier, nous avons proposé une vision de l'intégration à travers une analyse du lien entre cycles réels et cycles de crédit en suivant une approche à trois niveaux : pays par pays uni-variée, intra-pays multi-variée, et enfin une dernière en référence à la Zone euro. Pour cela, nous avons eu recours aux modèles espace-état uni et multi-variés pour mesurer les caractéristiques, la similarité et la synchronisation entre les composantes cycliques des séries. Tout d'abord, nous avons adopté le modèle structurel espace-état uni-varié pour mettre en évidence les caractéristiques des cycles et pou pouvoir les comparés. Ensuite, nous avons calculé les indices de concordance entre cycle réel et cycle de crédit. Enfin, nous avons proposé d'analyser la synchronisation des cycles des pays du Maghreb face à la zone euro.

Plusieurs conclusions émergent de ces différentes analyses. Les caractéristiques des cycles réels et de crédits des pays du Maghreb sont similaires et comparables à celles de la zone euro et sont assez stables. Cependant, il ne semble pas exister un fort lien de dépendance entre crédit et

activité dans les différents pays. De plus, la production industrielle retenue comme variable d'activité n'intègre pas le secteur des services, secteur dont le poids est important dans la Zone euro et en plein essor dans les pays maghrébins, ce qui peut engendrer un biais dans les comparaisons avec l'indicateur de crédit dont le périmètre est plus large.

L'intégration des marchés de crédit aux entreprises des pays du Maghreb avec celui de la zone euro est faible, en particulier dans le cas de la Tunisie où l'indice de concordance est négatif. Cependant, il existe une meilleure intégration des cycles réels que des cycles de crédit. Les cycles de production industrielle sont significativement et positivement corrélés avec la zone euro, en particulier pour le Maroc, et dans une moindre mesure pour la Tunisie et l'Algérie.

La forte corrélation de la production industrielle pour les pays du Maghreb avec celle de la Zone euro, témoigne que l'appareil productif de ce pays est largement orienté vers les pays de l'UEM. Cette interdépendance avec la production de la Zone euro apparaît plus faible dans le cas de l'Algérie.

L'analyse comparative des cycles de crédit et d'activité met en évidence une faible convergence dans l'évolution cyclique des variables étudiées. Bien que l'indicateur d'activité retenu soit imparfait, la corrélation de la production industrielle des pays du Maghreb à celle de la Zone euro indiquerait un faible risque de chocs asymétriques. Ces observations contrastent avec celles obtenues pour les cycles de crédit qui apparaissent déphasés et faiblement corrélés avec ceux de l'UEM actuelle. Cependant, l'assainissement du système bancaire ainsi que les réformes des structures économiques et l'ouverture importante des économies maghrébines à la Zone euro devraient permettre une meilleure convergence à l'avenir.

Références

Anas J., Billio M., Ferrara L. et Duca M. Lo (2004) « A turning point chronology for the Eurozone », Greta Working Paper, 04.01, Avril.

Andrews D. et Monahan C. (1992) « An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator », *Econometrica*, 60, p. 953-966.

Artis M., Marcellino M. et Proietti T. (2003) « Dating the Euro Area Business Cycle », Document de travail 3696, Center For Economic and Policy Research.

Avouyi-Dovi S. et Matheron J., « Interactions Between Real Cycles, Financial Cycles and Interest Rates: Stylized Facts », RSF Banque de France, n°3, pp. 80-99, 2004.

Blackburn K., et M.O. Ravn, 1992, « Business Cycles in the United Kingdom: Facts and Fictions », *Economica*, vol.59, n° 236, November.

Bry G. et Boschan C. (1971) « Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs », National Bureau Economic Research. *Journal of Monetary Economics*, 49, p. 365-381.

Christiano L. et Fitzgerald T. (2003) « The Band Pass Filter », *International Economic Review*, 44, p. 435-465.

Clark P.K. , 1987, « The Cyclical Component of U.S. Economic Activity », *The Quarterly Journal of Economics*, November.

Croux C., Forni M. et Reichlin L. (2001) « A measure of comovement for economic variables: Theory and empirics », *Review of Economics and Statistics*, 83, p. 232-241.

De Grauwe P., 1999, *Economie de l'intégration monétaire européenne*, De Boeck Université.

Diebold F.X, et G.D. Rudebusch (1999), *Business Cycles, Durations, Dynamics and Forecasting* , Princeton University Press.

Fayolle J. , P.E. Micolet, et L. Trequattrini, 1999, « Long and Short Growth Trend and Cycles : an Application of Multivariate Structural Time Series Models to Five Countries », Document de travail de l'OFCE, n°99-04, Octobre.

Fayolle J., et A. Mathis, 1993, « Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7: une approche stochastique », *Revue de l'OFCE*, n°47, Octobre.

Fayolle J., et A. Mathis, 1994, « Business Cycles and Interest Rate Spread in the U.S., Europe and Japan: A Stochastic Approach », Document de travail de l'OFCE, n°94-04, Septembre.

FMI (2004) « Global Financial Stability Report », Fonds Monétaire International, Septembre, Washington, D.C.

Forni M. , et L. Reichlin, 2001, « Federal policies and local economies : Europe and the US », *European Economic Review*, n°45, January.

Frisch R., 1933 : « Propagation and Impulse Problems in Dynamic Theory », in *Essays in Honor of Gustav Cassel*, George Allen and Unwin, London.

Harding D. et Pagan A. (2002a) « Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation »,

Harding D. et Pagan A. (2002b) « Synchronisation of Cycles », Document de travail, Melbourne University.

Harvey A. C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Harvey A. C., 2000, « Testing in Unobserved Component Models », à paraître dans *Journal of Forecasting*.

Harvey, A.C. et A. Jaeger, 1993, « Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8.

Koopman S.J. , A.C. Harvey, J.A. Doornik J.A. et N. Shephard, 2000, *State Space Structural Time Series Analysis, Modelling and Prediction*, Timberlake Consultants, London.

Koopman S.J. et A.C. Harvey, 1997, « Trends and Cycles in Multivariate Time Series », in *System Dynamics in Economic and Financial Models*, C. Heij, H. Schumacher, B. Hanzon and C. Praagman (eds), John Wiley and Sons.

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

Mundell R., 1961, « A Theory of Optimal Currency Areas », *American Economic Review*, 51.

Nyblom J. et A.C. Harvey, 1999, « Testing against Smooth Stochastic trends », miméo, University of Cambridge, May.

Nyblom J. et A.C. Harvey, 2000, « Test of Common Stochastic Trends », *Econometric Theory*, 16, December.

Pruteanu A. (2004) « The Role of Banks in the Czech Monetary Policy Transmission Mechanism », *Czech National Bank Working Paper Series*, No. 3.20