

ACADÉMIE HASSAN II
DES SCIENCES ET TECHNIQUES

Collège Etudes stratégiques et développement économique

Ecole académique

Sixième session 2014

***Modélisation et
prospective économique***

Samedi 29 mars 2014

RABAT

ACADÉMIE HASSAN II
DES SCIENCES ET TECHNIQUES
Collège Etudes stratégiques et développement économique

Ecole académique

Sixième session 2014

OBJECTIFS ET MODALITÉS

Modélisation et prospective économique

Ecole thématique spécialisée en économie mathématique, en modélisation, en économétrie, en économie expérimentale et en prospective.

Objectifs

- Promouvoir les travaux économétriques, de modélisation et d'analyse prospective.
- Contribuer à l'élaboration de programmes de recherche ayant pour but de produire des modélisations théoriques et empiriques de l'économie nationale et des études prospectives et stratégiques.
- Développer une expertise nationale dans les domaines de l'analyse macro- et micro-économique et de l'évaluation des politiques économiques.

Modalités

Organisation d'une école thématique annuelle (mars):

- sur des sujets d'ordre théorique et empirique présentant un intérêt stratégique pour le Maroc et mobilisant les avancées les plus récentes de la discipline;
- se déroulant en deux séquences complémentaires: une séquence conférences et une séquence présentation et discussion de travaux de thèse.

Première session (30 et 31 mars 2009)

Deuxième session (29 et 30 mars 2010)

Troisième session (25 et 26 mars 2011)

Quatrième session (30 et 31 mars 2012)

Cinquième session (30 mars 2013)

Sixième session (29 mars 2014)

ACADÉMIE HASSAN II
DES SCIENCES ET TECHNIQUES
Collège Etudes stratégiques et développement économique

Ecole académique

Sixième session 2014

PRÉSENTATION

Modélisation et prospective économique

Aujourd'hui, sous l'impulsion d'une production théorique et empirique de plus en plus sophistiquée, autant au niveau macro-économique que micro-économique, la recherche en sciences économiques s'est largement diversifiée en explorant de nouveaux domaines et en reconsidérant les hypothèses théoriques « faiblement » validées par le passé.

Cette dynamique a concerné plusieurs champs de la discipline: économie de la croissance, économie du travail, économie de l'éducation, économie du bien-être, économie industrielle, économie géographique, macro-économie monétaire et financière, etc.

La problématique du développement, qui constitue pour l'école académique une thématique fédératrice, n'échappe guère à la règle. En effet, la « nouvelle économie du développement » se constitue, aujourd'hui, sur la base d'un usage intensif de données individuelles et temporelles, avec pour finalité une meilleure capture des contraintes structurelles pesant sur les processus d'émergence des pays en voie de développement et des rationalités des acteurs qui caractérisent ces derniers.

Ces efforts et « humilités » analytiques ont contribué à remettre en cause une série de mécanismes, supposés universels, sous-jacents à certaines théories: croissance, commerce international, éducation, inégalités, pauvreté, industrialisation, marché du travail, salaires, monnaie, finance, etc.

S'inscrire dans cette nouvelle perspective de recherche implique une connaissance approfondie des évolutions récentes de la théorie économique, en général, et de l'économétrie, en particulier, ainsi qu'une bonne maîtrise des modes de construction des indicateurs en relation étroite avec l'élaboration des hypothèses et des problématiques de recherche.

Trois aspects méthodologiques méritent d'être soulignés.

(i) D'une part, les limites liées aux données longitudinales, qui sont abondamment produites et utilisées, doivent être explicitées afin de mieux appréhender les problématiques complexes telles que la

convergence à partir du modèle de croissance, l'impact des inégalités sur la pauvreté et le développement, l'attractivité des IDE et leurs effets indirects sur les apprentissages, la stabilité financière, etc.

(ii) D'autre part, les problématiques macro ne peuvent ignorer les développements récents de la nouvelle macro-économie autour des DSGE et MEGC. Ces derniers supposent, en effet, une prise en compte à la fois des fondements micro de la macro et de l'ensemble des questions liées à la spécification, à l'estimation et aux tests.

(iii) Enfin, il n'est pas moins vrai que l'économétrie n'est pas un «outil» neutre comme peuvent en témoigner le débat contradictoire et la controverse historique entre monétaristes et postkeynésiens: les premiers privilégiant, via une approche néo-positiviste «à la Friedman», les modélisations sous des formes réduites; les seconds préférant les modèles structurels et octroyant, de fait, une priorité à la théorie pour les restrictions de sur-identification.

Si on ajoute à cela la controverse entre économètres classiques, bayésiens et, plus récemment, «expérimentaux», on peut comprendre l'enjeu que représentent pour la recherche les méthodes économétriques.

L'école académique se déroule selon l'organisation suivante :

- **Conférences thématiques**
- **Travaux de thèse** (Appel à communications)

Conseil scientifique

- Nouredine EL AOUFI (Université Mohammed V-Agdal, Rabat, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)
- Saïd HANCHANE (Directeur de l'Instance nationale d'évaluation, Conseil supérieur de l'enseignement, Rabat)
- Nicolas MOUMNI (Faculté d'Economie et de Gestion, Université d'Amiens, France)
- Lahcen OULHAJ (Doyen de la Faculté des Sciences juridiques, économiques et sociales, Université Mohammed V-Agdal, Rabat)
- Khalid SEKKAT (Université Libre de Bruxelles, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)
- Rédouane TAOUIL (Université Pierre-Mendès-France, Grenoble)

**Modélisation et
prospective économique**

Samedi 29 mars 2014 (9h30-17h50)

9h30-9h50	Rédouane TAOUIL (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), <i>Le nouveau consensus monétaire et le ciblage de l'inflation : le primat théorique à l'égard de l'économétrie</i>
9h50-10h10	Nicolas MOUMNI (UPJV-CRIISEA, Faculté d'économie et de gestion, Amiens) et Benaïssa NAHHAL (UPJV, CRIISEA, Faculté d'économie et de gestion, Amiens et Université Mohammed V-Agdal, Rabat), <i>L'impact du régime de liquidité sur l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de Bank Al-Maghrib</i>
10h10-10h30	Abdelhamid EL BOUHADI (Université Cadi Ayyad, Marrakech) et Driss OUAHID (Université Mohammed V-Agdal, Rabat), <i>Datation des changements structurels au sein d'une chronique : le cas des séries macroéconomiques marocaines</i>
10h30-10h50	A. ACHOUR, J. ELOTHMANI (Bank Al-Maghrib), <i>Une formalisation bayésienne de l'économie marocaine : estimation et validation à partir d'une modélisation néo-keynésienne</i>
10h50-11h10	Mehdi ABOULFADL (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), <i>Tranquillité et crédibilité : les faces cachées de la crise</i>
11h10-11h30	Zied SAYARI (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), <i>Le ciblage de l'inflation entre période de transition et performance économique : le cas du Brésil</i>
11h30-11h50	Pause-café
11h50-12h50	Discussion
13h00-14h00	Déjeuner
14h30-14h50	Abdelali ATTIOUI (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), <i>L'évaluation de la politique monétaire par les VAR : l'empirie face à l'impératif théorique</i>
14h50-15h10	Fadlallah ABDELLALI (Université Mohammed V-Agdal, Rabat), <i>Que coûtent à l'économie marocaine les mésalignements du taux de change ?</i>

14h10-15h30	Mariam EL KASMI (Université Mohammed V-Souissi, Rabat), <i>Du crédit et de la transmission de la politique monétaire au Maroc: approches en données de panel</i>
15h30-15h50	Ouiam AHALLAL (Université Mohammed V-Souissi, Salé), <i>Analyse du pass through du taux de change vers les prix domestiques au Maroc</i>
15h50-16h10	Youssef SAÏDI (Bank Al-Maghrib), <i>Spillovers de rendement et de volatilité dans le marché boursier marocain durant la crise financière</i>
16h10-16h30	Fatima-Zahra ZERRAB (Université Mohammed V-Souissi, Salé), <i>Pression fiscale, compétitivité et croissance économique: étude comparative en données de panel par rapport à la région MENA</i>
16h30-16h50	Pause-café
16h50-17h50	Discussion

**Modélisation et
prospective économique**

Rédouane TAOUIL (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), *Le nouveau consensus monétaire et le ciblage de l'inflation : le primat théorique à l'égard de l'économétrie*

«La dette des banques centrales à l'égard de la théorie économique est considérable.» Cette assertion de J.CI. Trichet (2004), qui fait visiblement écho à la sentence de Keynes sur le poids des idées dans le façonnement de la réalité, pointe avec concision l'impact de la science de la politique monétaire sur l'art des banquiers centraux. Le consensus identifié par les autorités de la Federal Reserve of Kansas City lors d'une conférence de Jackson Hole organisée en 1999 est emblématique à cet égard. Ce consensus, qui résulte de la combinaison de la méthode et des propositions d'analyse maîtresses de la nouvelle économie classique et des hypothèses de frictions de marché de la nouvelle économie keynésienne, repose sur une théorie de la politique monétaire à fondements micro-économiques E. Clarida, G. Jordi et G. Gertler, 1999; M. Woodford, 2003; F. Mishkin, 2009). Cette théorie procède à une reformulation du comportement des banques centrales à partir d'une analyse des décisions des agents et de la formation des anticipations rationnelles dans le contexte de prix rigides en s'appuyant sur l'approche en termes d'équilibre général dynamique. Cette analyse met l'accent sur la dimension intertemporelle des comportements individuels et la composante stochastique des formes structurelles, en procédant à une réécriture des fonctions de demande et d'offre agrégées sous les hypothèses d'imperfections concurrentielles et une règle de taux d'intérêt de la Banque centrale. Le comportement de l'économie, dérivé des choix des agents, est résumé par une relation IS et une courbe de Phillips. La nouvelle équation IS s'écrit :

$$y_t = \alpha E_t y_{t+1} + (1 - \alpha) y_{t-1} - \delta (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^d$$

où y_t , $E_t y_{t+1}$ et y_{t-1} sont respectivement les écarts de production présent, futur et antérieur, i le taux d'intérêt nominal à court terme, $E_t \pi_{t+1}$ l'inflation anticipée en t pour la période $t+1$, α le degré de persistance et δ l'influence du taux d'intérêt réel sur le produit présent, ε_t^d un choc aléatoire de moyenne nulle et de variance constante et E_t l'opérateur des anticipations que font les agents conditionnellement à l'information disponible.

Ainsi définie, la demande agrégée est une fonction décroissante du taux d'intérêt réel et croissante de la production future. La sensibilité au taux d'intérêt et à la production anticipée, déduite à partir du programme de choix dynamique d'un ménage représentatif, implique, d'une part, qu'une hausse des revenus futurs se traduit par une consommation plus importante et, d'autre part, que la substitution intertemporelle des consommations est opérée en fonction du coût d'opportunité.

La fonction d'offre agrégée est donnée par :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta) \pi_{t-1} + \gamma y_t + \varepsilon_t^s$$

π_t est l'inflation à la période t , $E_t \pi_{t+1}$ l'anticipation de l'inflation future, π_{t-1} l'inflation antérieure et ε_t^s un choc sur les coûts de production qui a la même propriété que la perturbation de la demande, β reflète le degré d'inertie de l'inflation et γ la sensibilité de l'inflation à l'activité.

Une telle fonction est une formulation de la courbe de Phillips. Elle fait dépendre le taux d'inflation de l'écart de la production et des anticipations d'inflation rationnellement formées par une firme représentative. Celle-ci fixe son prix de vente en appliquant un rapport de marge aux salaires qu'elle ne révisé pas en cas de variations limitées de la demande. La conséquence d'un tel comportement est que les ajustements de prix dépendent de l'inflation passée et de l'inflation anticipée.

Le comportement optimal de la banque centrale est défini par la minimisation d'une fonction de perte de bien-être social par rapport au taux d'intérêt nominal sous les contraintes de la demande et de l'offre agrégées. Cette fonction s'écrit :

$$L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \rho (y_t - y^*)^2$$

$(\pi_t - \pi^*)$ est l'écart de l'inflation à sa cible et $(y_t - y^*)$ l'écart de l'activité à son niveau désiré et ρ le poids accordé par la banque centrale à l'emploi.

La condition d'optimalité donne la règle du taux d'intérêt, soit :

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(r_x E_t \pi_{t+1} + r_y y_t) + \varepsilon_t^{pm}$$

ρ est la pondération de l'influence du taux d'intérêt antérieur, r_x et r_y des paramètres positifs dépendants des paramètres associés à l'inflation et à la production. La fonction de réaction des autorités monétaires dépend ainsi de leur comportement passé, des anticipations de l'inflation et de l'écart de la production.

Sous l'effet de l'impératif de micro-fondements de la politique monétaire en réponse à la critique de Lucas, la prééminence est accordée au canal des anticipations des agents privés que la banque centrale est censée coordonner sur une trajectoire d'inflation. Sur cette base, le nouveau consensus monétaire redéfinit l'objectif de la stabilité des prix, les règles et les instruments de la politique monétaire, l'impératif de crédibilité en prenant en considération les interactions stratégiques entre la banque centrale et les agents privés. Nombre de modèles de ce consensus prônent une stratégie de ciblage de l'inflation qui consiste à déterminer directement un objectif final de la stabilité des prix sur un horizon temporel et à promouvoir un engagement ferme en faveur de la poursuite de cet objectif conformément à des principes de transparence de la conduite des décisions.

L'évaluation économétrique de la politique monétaire débouche sur des observations contrastées. D'un côté, la baisse de la variabilité du niveau général des prix est imputée à la stratégie de ciblage de l'inflation. Pour F. Mishkin et K. Schmidt-Hebbel (2007), les performances macroéconomiques des pays industrialisés comme celles de pays émergents ou en développement s'expliquent par la mise en œuvre de dispositifs de pilotage des anticipations de l'inflation faible (J. Cogley et T.J. Sargent, 2005). La maîtrise de l'inflation agit sur la variabilité de la production en créant un environnement favorable à la résorption des chocs (S. Roger et M. Stone, 2005; L. Benati, 2005). Sont plus nuancées à ce sujet les interprétations qui attribuent la modération des fluctuations réelles à la baisse de la fréquence et des amplitudes des chocs ou à des changements structurels liés à la flexibilité croissante sur les marchés du travail, des produits et à l'innovation financière ou à la combinaison de conditions favorables à la croissance telles que le développement du libre-échange ou le progrès des gains de productivité ou encore à de *good policies*. La prise en compte du jeu du hasard ne permet pas de trancher entre ces interprétations concurrentes (B.S. Bernanke, 2004).

De l'autre côté, des études comme celles de L. Ball et N. Sheridan (2003) considèrent que les performances en termes d'inflation et d'activité ne sont pas l'effet des spécificités des stratégies des politiques monétaires. En ce sens, le ciblage de l'inflation traduit un alignement sur les objectifs de stabilité des prix de pays ayant acquis une réputation dans la maîtrise de l'inflation. La désinflation enregistrée dans les pays ayant opté pour cette stratégie est le reflet d'une convergence et n'est pas l'expression d'un avantage comparatif du ciblage de l'inflation par rapport au ciblage monétaire.

La mise en avant des faiblesses empiriques du ciblage de l'inflation ne conduit pas à une remise en cause de ses fondements théoriques. Une telle démarche est infructueuse. D'abord, le contrôle empirique n'est pas reconnu comme un critère crucial dans la mesure de la pertinence des théories, comme en témoigne l'hypothèse des anticipations rationnelles. Celle-ci constitue un lieu commun de la macroéconomie bien qu'elle ne bénéficie pas, à la différence de l'hypothèse des anticipations adaptatives, de preuves en sa faveur. De son côté, la critique de Lucas s'est imposée à la méthode des modèles alors qu'elle n'a pas subi de tests positifs concluants. En second lieu, la macroéconomie accorde le primat à la théorie sur l'empirie comme l'illustrent les reformulations de la courbe de Phillips ou la règle de Taylor qui, descriptives à l'origine, ont acquis le statut de catégorie de la théorie et de la politique monétaires indéfectiblement liée aux anticipations rationnelles et à la discipline de l'équilibre. Enfin, le nouveau consensus monétaire se fonde sur une méthode des modèles qui use de fictions disqualifiant la mise à l'épreuve empirique.

Dans son étude de la dynamique des sciences, L. Laudan (1977) soutient avec force que les problèmes empiriques sont de peu de poids face aux problèmes conceptuels qui tiennent à la cohérence interne du langage des propositions d'analyse d'une théorie. Le nouveau consensus monétaire vient conforter, de par le primat des modèles théoriques sur les tests économétriques, cette affirmation. Si ces modèles résistent fortement à la critique développée à la suite de la crise internationale ouverte en 2008, c'est parce que cette critique privilégie un angle d'attaque inapproprié, l'empirie.

Nicolas MOUNNI (UPJV-CRIISEA, Faculté d'économie et de gestion, Amiens) **et** **Benaïssa NAHHAL** (UPJV, CRIISEA, Faculté d'économie et de gestion, Amiens et Université Mohammed V-Agdal, Rabat), *L'impact du régime de liquidité sur l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de Bank Al-Maghrib*

Ce travail a pour objet d'analyser l'impact du changement de l'état de liquidité sur l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de Bank Al-Maghrib (BAM).

En effet, après une longue période caractérisée par un excès de liquidités, le système bancaire marocain traverse, depuis 2007, une phase de sous-liquidité obligeant la banque centrale à des injections massives et régulières. Par exemple, les avances à 7 jours par appels d'offres (annuelles) de BAM sont passées de 3,5 milliards de dirhams en 2006 à 2420 milliards de dirhams en 2012, soit une multiplication par 691.

Cette situation de sous-liquidité est principalement due à l'insuffisance des réserves en devises consécutive à la dégradation du déficit de la balance commerciale marocaine, aggravée par la récession en Europe et dans le reste du monde.

L'activisme de BAM en matière d'intervention s'inscrit dans le contexte international de crise financière. Cette conjoncture exceptionnelle a conduit les banques centrales des économies développées comme la FED, la BCE ou la Banque d'Angleterre à adopter des politiques monétaires expansionnistes non conventionnelles de *quantitative easing* en fournissant d'énormes liquidités aux banques internationales et en procédant au rachat de titres sur les marchés financiers.

Introduction

Théoriquement, les injections de liquidités de la banque centrale dans le système bancaire, par la création monétaire, est de nature à agir sur l'économie réelle, à travers l'évolution des prix et la trajectoire de la

croissance économique. En effet, la théorie quantitative de la monnaie, en supposant stable la vitesse de circulation de la monnaie, cherche à montrer l'existence d'une relation directe entre les liquidités monétaires et l'évolution des prix.

Notre étude est structurée autour de deux parties. Dans la première, nous revenons brièvement sur les fondements théoriques de l'influence de l'état de liquidité (excès ou déficit) sur la mise en œuvre de la politique monétaire et faisons le point sur la situation de la liquidité en distinguant les périodes d'excès et les périodes d'insuffisance. Notre seconde partie sera consacrée à l'estimation d'un VAR simple sur la période 1998-2012, en distinguant les périodes de sur- et sous-liquidité, pour analyser leur influence sur l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de la banque centrale.

Définitions de la liquidité

Baers et Kramer (1999) proposent deux types de liquidité: la liquidité de marché au niveau microéconomique et la liquidité monétaire au niveau macroéconomique. La liquidité de marché désigne la facilité⁽¹⁾ avec laquelle les marchés financiers permettent le dénouement des transactions sur les titres sans engendrer de très fortes variations de prix.

La liquidité monétaire se définit dans le contexte macroéconomique et se mesure par rapport aux PIB et aux taux d'intérêt à court terme, notamment. En effet, les autorités monétaires ajustent les liquidités par les injections et les reprises sur le marché monétaire en fonction de la situation du marché du crédit.

L'excès ou l'insuffisance de liquidité monétaire se mesurent dans le cadre de la théorie quantitative de la monnaie qui suggère que l'excès d'offre de monnaie par rapport à la demande provoque une hausse des prix des biens, des services et des actifs financiers. Dans le prolongement de l'équation de Fisher, les monétaristes assèment depuis les années 70 que l'offre de monnaie créée par le système bancaire⁽²⁾, à l'occasion de la distribution du crédit à l'économie, ne doit pas excéder la demande de monnaie. Cette demande dépend de la production, de l'inflation et de l'écart des taux d'intérêt entre le court terme et le long terme (Giese et Tuxen, 2007).

Indicateurs de mesure de la liquidité

L'excès ou l'insuffisance de liquidité sont une notion normative qui consiste à comparer le taux de croissance de la monnaie, exprimé par un agrégat monétaire, à certaines valeurs de référence jugées pertinentes, au vu de l'objectif de stabilité des prix fixé par les autorités monétaires. La difficulté à définir un taux de croissance de la monnaie qui soit compatible avec l'objectif de stabilité des prix (et pour certaines banques centrales de la croissance et de l'emploi) débouche sur l'existence, dans la littérature, de plusieurs indicateurs (Polleit et Gerdesmeir⁽³⁾, 2005). Rappelons que, depuis environ deux décennies, la banque centrale du Maroc (BAM) a temporairement et alternativement adopté les agrégats M1 et M3 dans le suivi de la progression de la masse monétaire.

Depuis 2001, la BCE utilise des écarts de croissance entre la progression de l'agrégat M3 et une valeur estimée économétriquement d'un supposé niveau d'équilibre. Pour la BCE, le *nominal money gap*, le *real money gap* et le *monetary overhang* sont des écarts⁽⁴⁾ susceptibles de fournir, à moyen terme, des signaux pertinents pour la surveillance de la stabilité des prix.

⁽¹⁾ Cette facilité requiert que les caractéristiques d'immédiateté, de profondeur, d'ampleur et de résilience soient vérifiées pour les marchés financiers.

⁽²⁾ Le système bancaire s'entend au sens large: les banques, les institutions financières non bancaires qui sont amenées à gérer les liquidités des ménages et la banque centrale.

⁽³⁾ Ces auteurs ont proposé le price gap comme indicateur d'écart entre les prix à court terme et à long terme. Lorsque le niveau des prix actuel est très différent du niveau à long terme, il se forme des anticipations haussières ou baissières sur le niveau des prix futurs.

⁽⁴⁾ La BCE définit le *nominal money gap* comme étant l'écart de liquidité existant, à un moment donné, entre le stock nominal de M3 observé et son niveau d'équilibre supposé; ce dernier correspond à une valeur de référence de 4,5%, depuis décembre 1998

Etude empirique

La liquidité et la mise en œuvre de la politique monétaire au Maroc

Pour étudier l'impact du niveau de la liquidité sur la transmission de la politique monétaire marocaine sur la période 1998-2012, nous nous sommes intéressés à l'évolution de la liquidité. A cet effet, nous avons dû d'abord définir la mesure de la liquidité à adopter. Notre choix s'est porté sur deux indicateurs : les montants de la réserve monétaire (RM) et la liquidité de l'économie (LECO), mesurée par le ratio M3/PIB⁽⁵⁾. BAM retient M3 comme l'agrégat de monnaie le plus large et l'utilise même comme objectif intermédiaire de la politique monétaire⁽⁶⁾.

L'estimation du modèle VAR

Nous avons adopté deux approches de mesure de la liquidité. La première retient le montant de la réserve monétaire, la seconde se base sur la liquidité de l'économie. Nous portons les innovations (chocs) sur ces deux indicateurs de la liquidité, et nous utilisons le taux interbancaire (txinter) comme variable représentative de la politique monétaire, l'indice des prix à la consommation (IPC) et le PIB comme variables cibles (même si BAM déclare clairement s'occuper de la stabilité des prix en priorité)⁽⁷⁾.

Après vérification des pré-requis techniques⁽⁸⁾ à la modélisation d'un VAR simple⁽⁹⁾, nous avons envisagé deux groupes de modèles. Les deux contiennent un indicateur de la liquidité (RM ou LECO), le taux interbancaire, le PIB et l'indice des prix. Les séries sont classées de la plus exogène à la moins exogène⁽¹⁰⁾.

Il ressort de ce travail que le niveau de la liquidité est de nature à limiter l'efficacité de la transmission de la politique monétaire au Maroc. La liquidité constitue donc un élément déterminant dans la stratégie de la politique monétaire de BAM.

Références

- AGLIETTA M., CARTON B. et SZCZERBOWICZ U. (2012), « La BCE au chevet de la liquidité bancaire », *la Lettre du CEPII*, n° 321, mai.
- ALLEGRET J.P., SAND-ZANTMAN A. (2007), « Transmission des chocs et mécanismes d'ajustement dans le Mercosur », *Revue de l'OFCE*, avril.
- ARMSTRONG J. et CALDWELL G. (2008), « Les banques et le risque de liquidité : tendances et leçons tirées des récentes perturbations », Banque du Canada, *Revue du système financier*, décembre.
- ARTUS P., VIRARD M.P. (2010), *la Liquidité incontrôlable*, Pearson éducation France, Paris.
- BAKS K., KRAMER C. (1999), « Global liquidity and asset prices : measurement, implications and spillovers », *IMF Working Paper*, 168.

(1998 servant d'année de base). Le *real money gap* est un écart de liquidité entre le stock effectif d'un agrégat monétaire réel (c'est-à-dire tenant compte du niveau des prix) et un niveau réel estimé d'équilibre. Le *monetary overhang* se définit comme étant l'écart entre le stock nominal d'un agrégat monétaire et son stock estimé d'équilibre déterminé à partir des valeurs réelles de la production et du taux d'intérêt à court terme. Cet écart est censé capter une perturbation momentanée du marché monétaire, dans des conditions macroéconomiques particulières.

⁽⁵⁾ Ce ratio représente l'inverse de la vitesse de circulation de la monnaie (Coutière A., Cantet M., Faure D., 1976).

Pour calculer le ratio, on applique la même méthodologie que Gouteron et Szpiro (2005) et Cheik H.M. (2013), c'est-à-dire $M3t / (PIBt + PIBt-1 + PIBt-2 + PIBt-3)$.

⁽⁶⁾ M3 est utilisé au Maroc depuis 2006 et avant 1999 comme l'indicateur de monnaie le plus large (rapport annuel de BAM 2007).

⁽⁷⁾ BAM déclare aussi œuvrer pour une croissance stable et soutenue (selon l'orthodoxie monétariste, la stabilité des prix est une condition de cette réalisation).

⁽⁸⁾ Les séries sont exprimées en logarithme sauf pour le taux d'intérêt interbancaire. Les séries qui sont intégrées ont été stationnarisées (voir les tableaux des propriétés stochastiques des séries en annexe).

⁽⁹⁾ Pour plus de détails, se référer à Sims (1980) et à Mignon V., Lardic S. (2002).

⁽¹⁰⁾ Sur la base de la méthodologie VAR et à l'instar de Goux J.F. (2003), Endut N. *et al.* (2009) et Allegret J.P. et Zantman A.S. (2007), nous avons retenu l'hypothèse qui stipule que la première variable n'est influencée que par ses propres chocs, la deuxième par ses propres chocs et ceux de la première et ainsi de suite.

- BASTIDON C., GILLES Ph., HUCHET N. (2012), «Chocs de spread, liquidité du marché interbancaire et politique monétaire», 61^e congrès de l'AFSE, Paris.
- BEN S. Bernanke, VINCENT R. Reinhart, and BRIAN P. Sack (2004), «Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, 1-78.
- BOTTOMLEY Anthony (1966), «La théorie monétaire de Keynes et les pays en voie de développement», in *Tiers-Monde*, tome 7, n° 27, p. 533-545.
- CAO Jin, ILLING Gerhard (2008), «Liquidity shortages and monetary policy», *CESifo working paper*, n° 2210, available at: <http://hdl.handle.net/10419/26255>
- CHARLES M. Kahn et WOLF Wagner (2010), *Sources of Liquidity and Liquidity Shortages*, Department of Finance, University of Illinois Urbana-Champaign and Department of Economics, Tilburg University, <http://dev3.cepr.org/meets/wkcn/1/1748/papers/Wagner.pdf>
- CHEIK H.M. (2013), *Excès de liquidité monétaire, objectif d'inflation et stabilité financière*, thèse de doctorat, Université de Rennes I.
- COUTIÈRE A, CANTET M., FAURE D. (1976), «Taux de liquidité dans les différents pays occidentaux», *Statistiques et études financières*, n° 22, 1976, p. 3-25.
- DE BANDT O., PFISTER Ch. (2004), «Politique monétaire, capital bancaire et liquidité des marchés», *Revue d'économie financière*, 30 janvier.
- DOUGLAS W. Diamond et RAGHURAM G. Rajan (2003), «Liquidity Shortages and Banking Crisis», *NBER WP Series 10071*, <http://www.nber.org/papers/w10071>
- DOUGLAS W. Diamond et RAGHURAM G. Rajan (2010), «Fear of fire sales and the credit freeze», Bank for International Settlements (BIS), *Working Papers* n° 305, article disponible sur le site web (www.bis.org)
- DOWD K. (2009), «Moral Hazard and the Financial Crisis», *Cato Journal* 29, n° 1, p. 158.
- ENDUT N., MORLEY J., TIEN P. (2009), *The Changing Transmission Mechanism of U.S. Monetary Policy*, Central Bank of Malaysia, Washington University in St. Louis, Wesleyan University, 12 May.
- GIESE J.V., TUXEN C.K. (2007), *Global Liquidity and Asset Prices in a Cointegrated VAR*, Nuffield College, University of Oxford, and Department of Economics, Copenhagen University.
- GOODHART C. (2008), «La gestion du risque de liquidité», Banque de France, *Revue de la stabilité financière*, numéro spécial *Liquidité*, n° 11, février.
- GOUTERON S., SZPIRA D. (2005), *Excès de liquidité monétaire et prix des actifs*, Banque de France, Notes d'études et de recherche, septembre.
- KAMGNA S.Y., NDAMBENDIA H. (2008), *Excès de liquidité systémique et efficacité de la politique monétaire: cas des pays de la CEMAC*, juin.
- GOUX J.F. (2003), «Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro», Université Lyon 2 et GATE-CNRS, *20^{es} Journées internationales d'économie monétaire et bancaire*, 5-6 juin, Birmingham.
- KRUGMAN (P.R.) (2000), «Thinking about the liquidity trap», *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 221-237.
- LOISEL O., MÉSONNIER J.S. (2009), «Les mesures non conventionnelles de politique monétaire face à la crise», Banque de France, *Questions actuelles*, n° 1, avril.
- MAXULA Bourse (2012), «... Et pourtant elles tournent», *Revue bancaire* www.maxulabourse.com.tn
- MEDHIOUB I. (2007), «Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes: cas de la Tunisie», *l'Actualité économique*, vol. 83, n° 4.
- MIGNON V., LARDIC S. (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- Mishkin F.S. (2008), «How Should we Respond to Asset Price Bubbles?», *Financial Stability Review*, n° 12, Valuation and financial stability, October.
- Modigliani F. (1986), «Cycle de vie, épargne individuelle et richesse des nations», *Revue française d'économie*, vol. 1, n° 2, p. 16-54.
- MORSINK J. et BAYOUMI T. (1999), *A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan*, International Monetary Fund, IMF WP/99/137.
- MOUMNI N., DASSER S. (2011), «Pertinence d'une règle de type Taylor dans la politique monétaire active de Bank Al-Maghrib», Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Collège Etudes stratégiques et développement économique, *Ecole académique. Modélisation et prospective économique*, troisième session 2011, *Nouvelle économie du développement*, 25-26 mars, Rabat, Maroc.
- POLLEIT T., GERDESMEIER D. (2005), «Measures of excess liquidity», Business school of Finance & Management, *Working Paper* n° 65.

- POOLE W. (1968), « Commercial Bank Reserve Management in a Stochastic Model: Implications for Monetary Policy », *the Journal of Finance*, vol. 23, n° 5.
- SAXEGAARD M. (2006), « Excess liquidity and effectiveness of Monetary Policy: Evidence from Sub-saharan Africa », *Working Paper* n° 115, IMF.
- SHIGENORI Shiratsuka (2010), « Size and Composition of the Central Bank Balance Sheet: Revisiting Japan's Experience of the Quantitative Easing Policy », Federal Reserve Bank of Dallas. Globalization and Monetary Policy Institute, *Working Paper* n° 42, January 2010.
- SIMS C.A. (1980), « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, janvier.
- STIGLITZ J. et Weiss A. (1981), « Credit Rationing in Market with Imperfect Information », *American Economic Review*, vol. 71, n° 3.
- SYLVIE DIATKINE S. (2002), *les Fondements de la théorie bancaire. Des textes classiques aux débats contemporains*, Paris, © Dunod, p. 20.
- TIROLE J. (2008) « Déficit de liquidité: fondements théoriques », Banque de France, *Revue de la stabilité financière*, numéro spécial *Liquidité*, n° 11, février.
- Tobin. J (1969), « A General Equilibrium Approach To Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, n° 1 (Feb.), p. 15-29.
- Banque centrale européenne:
http://www.ecb.europa.eu/ecb/educational/facts/monpol/html/mp_014.fr.html
 Federal Reserve (Fed) http://www.federalreserve.gov/faqs/money_15070.htm.
- Ministère des Finances au Maroc
http://www2.finances.gov.ma/docs_internet/esp_doc/2012/depp/7426_recettesprivat_plf2012fr.pdf
http://www.finances.gov.ma/portal/page?_pageid=53,17813790&_dad=portal&_schema=PORTAL
- Rapports annuels de BAM de 1998 à 2012.
 Rapports annuels de la direction de supervision bancaire de Bank Al Maghreb de 2006 à 2012.
 Rapports de l'Office des changes marocain disponibles sur le site: www.oc.gov.ma

Abdelhamid EL BOUHADI (Université Cadi Ayyad, Marrakech) et **Driss OUAHID** (Université Mohammed V-Agdal, Rabat), *Datation des changements structurels au sein d'une chronique: le cas des séries macroéconomiques marocaines*

Résumé

Au cours des quatre dernières décennies, beaucoup d'événements et de changements économiques et extra-économiques ont remis en question la pertinence et la validité des modèles économétriques structurels. Aujourd'hui, tous les modèles sont conçus pour un univers stationnaire, alors que cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée. Le présent article tente de mettre en application des tests de racine unitaire à la fois classiques et modernes se basant particulièrement sur ceux avec un changement de régime. Notre échantillon est composé de plusieurs variables macroéconomiques marocaines, à savoir le PIB réel, le taux d'inflation, le taux de change effectif réel, M3, etc. La plupart des résultats de l'implémentation de ces tests nous révèlent que les séries ont subi au cours du temps deux ruptures (deux changements structurels) au moins. Leur stationnarité est validée autour d'une tendance segmentée, ce qui révisé en fait les résultats des tests standards.

Mots-clés : racine unitaire, changement de régime, stationnarité, variables macroéconomiques marocaines.

Abstract

Over the past four decades, many events and economic and extra-economic changes questioned the relevance and validity of structural econometric models. Currently, all models are developed for a stationary process. However, this hypothesis is not always verified. This article attempts to implement

some unit root tests both in classical and modern ways. In particular, we will base our application on the tests with structural breaks time. Our investigation sample is composed about several Moroccan macroeconomic variables, namely real GDP, inflation, real effective exchange rate, M3, etc. Most of results of the implementation tests reveal us that the series have undergone in the time two breaks (two structural changes) at least. Stationarity is confirmed around a segmented trend, which makes the reviewing of standard stationarity tests findings.

Keywords: Unit root, regime change, stationarity, Moroccan macroeconomic variables.

JEL-Classification: C13, C22, C52, E00.

Introduction

Aujourd'hui, la datation des changements structurels relatifs aux séries macroéconomiques est devenue une nécessité pour mieux comprendre la dynamique de ces dernières dans un environnement économique et extra-économique instable. Les développements récents de la modélisation des changements structurels ont évolué de façon considérable, constituant même une discipline économétrique à part entière que l'on peut qualifier «économétrie des changements structurels». A partir des années 90, de nombreux travaux empiriques ont été publiés sur la question de l'interaction entre racine unitaire et ruptures structurelles dans la modélisation des séries macroéconomiques. L'élément déclencheur de cette série d'études tient au fait que les tests de racine unitaire standards visant à vérifier la stationnarité ne sont pas assez *fiables et robustes*. Ils peuvent même corrompre le processus entrepris afin de stationnariser les séries.

L'existence d'une racine unitaire (absence de stationnarité) dans les séries macroéconomiques influe, d'une manière significative, sur l'interprétation des résultats de certaines théories économiques. A titre d'illustration, deux exemples sont souvent cités⁽¹⁾, celui de la théorie du cycle conjoncturel et celui de la théorie de la croissance endogène. La théorie de cycle conjoncturel implique une composante tendancielle déterministe dans la dynamique de la production, ce qui signifie que les chocs réguliers⁽²⁾ n'affectent pas la tendance de la production, et les politiques conjoncturelles parviennent à stabiliser les fluctuations reflétées par le cycle de la production. Par contre, la théorie de la croissance endogène stipule que la production a une composante tendancielle stochastique et que les chocs réguliers ou majeurs⁽³⁾ ont une influence permanente sur cette composante (King, Plosser, Rabelo 1988). D'où la nécessité d'intégrer la notion de changement structurel afin d'identifier correctement les tendances de long terme des séries macroéconomiques et améliorer, en conséquence, les performances prédictives et mieux éclairer les décisions de politique économique.

Le soutien à la croissance économique figure parmi les priorités fondamentales des politiques économiques. Au cours des années passées, les politiques publiques marocaines ont connu plusieurs changements structurels. L'identification de ces changements, en utilisant les techniques économétriques récentes, celles développées durant les quinze dernières années, n'a pas fait l'objet de suffisamment d'applications dans le contexte marocain. Ce dernier est actuellement favorable pour initier des investigations et des analyses plus approfondies en raison de la disponibilité des statistiques et de données macroéconomiques et financières de qualité.

La réflexion sur la datation des ruptures structurelles dans les séries macroéconomiques nationales devient un motif de recherche incontournable aujourd'hui. Le but est de déterminer, d'une manière empirique assez robuste, les mutations structurelles de la dynamique économique et financière marocaine.

⁽¹⁾ Voir pour plus de détails, Michel Lubrano, *Tests de racine unitaire*, septembre 2008.

⁽²⁾ Ces chocs se produisent d'une manière périodique et peuvent affecter le niveau de la série de façon continue.

⁽³⁾ Ce genre de choc a des réalisations occasionnelles et change de tendance d'une manière continue.

En effet, l'objectif du présent travail est d'examiner empiriquement les changements structurels qu'ont connus les séries macroéconomiques marocaines entre 1960 et 2010. Pour mener à bien notre investigation empirique, la méthodologie développée dans cet article s'inspire des travaux séminaux, en particulier ceux de Lee et Strazicich (2003, 2004), ceux de Lumsdaine et Papell (1997), ceux de Zivot et Andrews (1992) et ceux de Perron (1989).

Le présent article s'organise comme suit :

Dans un premier point, nous rappellerons les récentes avancées théoriques et empiriques en ce qui concerne le traitement économétrique des changements structurels, à savoir les tests de racine unitaire avec changement de régime et l'estimation du nombre de ruptures ainsi que leurs dates d'avènement. Pour cela, nous aborderons d'abord la théorie des tests de racine unitaire autorisant une ou plusieurs ruptures dans le processus générateur de données. Nous montrerons ensuite quelques insuffisances des tests de stationnarité de première génération (ADF, PP, KPSS, etc.).

Dans un second point, nous présenterons, et de manière détaillée, les résultats de ces différents tests appliqués aux principales séries macroéconomiques marocaines. Cet exercice nous permettra d'identifier de nouveaux *trends* et de tirer des conclusions plus ou moins cohérentes sur les dates et les circonstances des transitions structurelles qu'a connues l'économie marocaine.

1. Les changements structurels dans les séries macroéconomiques : une brève revue de la littérature

L'analyse économique à travers des modèles à changement de régime⁽⁴⁾ connaît un regain d'intérêt, d'une part, suite aux profondes mutations qu'a subies l'économie mondiale notamment relatives aux accords de libre-échange, au mouvement de libéralisation financière, aux réformes institutionnelles, aux crises économiques et aux transitions politiques. Ces mutations ont causé une forte sensibilité des économies (des séries macroéconomiques) à ruptures quel que soit leur type (conjoncturel ou structurel, et interne ou externe). D'autre part, suite au fait que l'augmentation du nombre d'observations⁽⁵⁾ et la période d'étude laissent croire sans doute à l'avènement de changements structurels dans le processus générateur des données.

L'importance du problème des changements structurels vient du fait que la présence de tels changements dans les séries peut influencer l'interprétation de certaines théories économiques⁽⁶⁾. Donc, la non-prise en considération de ces changements peut induire des biais dans des modèles plus élaborés et, par la suite, des décisions moins précises en matière de politique économique, notamment budgétaire et monétaire.

Aujourd'hui, même avec la régularité apparente dans le comportement des séries macroéconomiques, il est délicat de prévoir correctement les points de retournement de la conjoncture. Que nous révèle donc la théorie des cycles ? La succession plus ou moins régulière des périodes de prospérité et de récession est un fait historique observé depuis longtemps et particulièrement depuis la révolution industrielle. Si le vingtième siècle a été marqué plus par les grandes crises (1929-1933, 1975 et 2007-2008) que par les crises moyennes périodiques, on peut néanmoins se demander si ces phénomènes de crise ne suivent pas une loi périodique ou quasi périodique, c'est-à-dire si les variables économiques ne sont pas soumises à des cycles plus au moins réguliers.

Du point de vue empirique, ce n'est pas hier que les chercheurs ont observé des alternances des indicateurs économiques⁽⁷⁾. Mais la récurrence des crises économiques au 19^e siècle a longtemps attiré

⁽⁴⁾ Lorsque les paramètres d'un modèle se modifient dans le temps d'une manière discrète ou continue.

⁽⁵⁾ Actuellement, la plupart des pays possèdent une base de données qui commence en 1980 en données mensuelles, trimestrielles, journalières et horaires.

⁽⁶⁾ Michel Lubrano, *Tests de racine unitaire*, septembre 2008.

⁽⁷⁾ Rodrigue Tremblay, *les Grands cycles économiques*, édition l'Harmattan, Paris, 2004.

l'attention des économistes. Clément Juglar (1860) fut l'un des premiers à analyser les crises économiques dans son ouvrage intitulé *Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats-Unis*. Dans la littérature sur les cycles économiques, nous trouvons généralement trois types de cycle économique :

- cycle de 40 mois ou KITCHIN ;
- cycle de 8 à 10 ans ou JUGLAR (le plus classique) ;
- cycle de 50 ans ou KONDRATIEFF.

Les conjoncturistes ont toujours porté une grande attention aux cycles économiques. Dès 1927, les travaux de Mitchell placent le concept de cycle au cœur de l'analyse conjoncturelle. S'appuyant sur l'observation basique que l'économie passe par des phases successives d'expansion et de récession, cette analyse du cycle suppose en outre que ces fluctuations, sans être strictement périodiques, présentent des régularités qui peuvent être exploitées pour effectuer des prévisions.

La non-linéarité associée parfois à la non-stationnarité due aux dites fluctuations est perçue comme le comportement catalyseur dans la plupart des séries macroéconomiques. Un aspect trivial de cette non-linéarité réside dans l'abandon de l'hypothèse de la stabilité du modèle linéaire. L'étude de la non-linéarité est donc primordiale, surtout lorsqu'il s'agit de faire des prévisions ou d'évaluer les effets d'une politique économiques (chocs) sur les variables dans des modèles comme VAR, VCEM, DSGE...

L'exigence de retenir la non-linéarité et surtout les ruptures structurelles a donné lieu à un véritable changement dans les approches économétriques comme le citent Colletaz et Hurlin (2006)⁽⁸⁾ : « Cette évolution est sans nul doute comparable à celle qu'a pu connaître la micro-économie lorsque l'on a progressivement abandonné l'univers de référence walrassien, que nous pouvons assimiler à la modélisation linéaire en économétrie, pour s'orienter vers les multiples formes de la concurrence imparfaite, auxquelles nous pouvons assimiler les innombrables modélisations non linéaires. »

De nombreuses pistes ont été épuisées afin de modéliser la non-linéarité. Cependant, la piste la plus fructueuse est celle des modèles à changements de régime, car ils nous permettent d'avoir une explication économique de sources des non-linéarités.

Ces modèles ont été initiés à l'origine par Tong en 1978 puis en 1980 par lui et Lim. Leurs propriétés permettent d'autoriser une série économique à avoir une dynamique différente suivant les régimes ou les états du monde dans lequel elle se trouve.

L'idée de base des changements de régime est de considérer tout simplement que les expansions et les contractions peuvent être traitées comme étant des objets probabilistes différents. Cette idée était la partie essentielle de la tradition de Burns et Mitchell pour l'analyse des cycles⁽⁹⁾. Ces modèles sont aussi utilisés pour l'identification et la prédiction des points de retournement dans l'activité économique.

La plupart des travaux concernant l'analyse de la cyclicité de l'activité économique et la détection des points de retournement ont été surtout effectués pour des pays développés. À notre connaissance, peu de travaux se sont penchés sur l'analyse de ces aspects pour les pays en voie de développement. Parmi ces travaux, on trouve ceux appliqués aux pays de l'Asie de l'Est après la crise asiatique. Leurs objectifs est de prévoir la nature de l'activité économique, pour que les agents économiques et les décideurs politiques ne soient pas surpris par les périodes de crises. Il est à noter aussi que les travaux concernant la datation des points de retournement de l'activité économique pour le cas des pays nord-africains sont en train de se réaliser et de s'accumuler.

Le tableau suivant présente une synthèse de certaines études du non-stationnarité en présence des changements structurels.

(8) G. Colletaz et C. Hurlin, *Modèles non linéaires et prévision*, novembre 2006.

(9) Imed Medhioub, « Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes: cas de la Tunisie », *Revue d'analyse économique*, vol. 83, n° 4, décembre 2007.

Tableau 1

Synthèse de certains travaux sur la datation des changements structurels

Auteurs	Période et objectif de l'étude	Résultats	Limites
Nelson et Plosser (1982)	Tests sur 14 variables ⁽¹⁾ macroéconomiques américaines pour la période 1860-1970 par l'utilisation du test ADF (1981).	Représentation DS pour toutes les séries étudiées sauf le taux de chômage. Ce résultat implique que les impulsions conjoncturelles sont constituées de chocs permanents.	Le test utilisé n'autorise pas la possibilité d'avoir des changements structurels dans le processus générateurs des données.
Perron (1989)	Mêmes tests qui prennent en considération une seule rupture exogène.	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour 11 variables. 1. Le crash boursier de 1929 entraîne un changement dans le niveau des séries 2. Le choc pétrolier de 1973 engendre un changement de la pente des séries.	Les conclusions de ce travail seront conditionnelles par les dates choisies comme dates de rupture exogène.
Zivot et Andrews (1992)	Test avec une seule rupture endogène sur les mêmes variables de Nelson et Plosser.	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour sept variables.	L'étude de long terme est susceptible de présenter plus d'un changement de régime.
Lumsdaine et Papell (1997)	Test avec deux ruptures structurelles endogènes sur les mêmes variables de NP	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour six variables étudiées.	Deux ruptures de l'hypothèse de stationnarité.
Lee et Strazicich (2003)	Développent des tests sur deux ruptures en vertu de l'hypothèse nulle de racine unitaire et l'alternative de la stationnarité pour trouver les dates de rupture dans les mêmes séries de Nelson et Plosser.	Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire pour quatre variables.	Le long terme est fort probablement supposé subir plus de deux changements de régime.
Bassil (2008)	Etude de la stationnarité du taux de fonds fédéraux avec les tests à changement de régime en se basant sur les travaux récents de Lee et Strazicich. Il a utilisé des données mensuelles de 1960 jusqu'à 2008.	Processus stationnaire avec deux pauses: 1. Le choc pétrolier 2. La variation du mode opératoire de la FED dans les années 80.	Possibilité d'avoir plus de deux changements structurels.
Bassil (2010)	Application des tests d'ADF, KPSS, ZA, LP, LS, Bai et Perron (98, 2003a, 2003b) et Kapetanios (2005) sur dix variables américaine ⁽²⁾ en données mensuelles pour la période 1960M1-2008M12.	Tous les tests concluent que le taux de fonds fédéraux (FED), l'inflation et RT sont stationnaires avec m ruptures. IPI seul le test LS1 et LS2 rejettent H_0 de racine unitaire en faveur de l'alternative de stationnarité avec deux ruptures.	Certaines dates n'ont pas de signification économique.

⁽¹⁰⁾ Ces variables sont annuelles de 1860 jusqu'à 1970: PNB réel, PNB, PNBR par capital, la production industrielle, le travail, le déflateur de PNB, l'indice des prix à la consommation, les salaires nominaux, les salaires réels, le stock de monnaie, la vitesse de la monnaie, le taux d'intérêt et les prix des actions ordinaires.

⁽¹¹⁾ Inflation, taux d'intérêt, taux de réserve fédéral, réserves non empruntés, réserves totales, M1, M2, indices des prix à la production, IPC, et PIBR.

2. Présentation théorique des principaux tests de racine unitaire avec et sans changements de régime

L'importance des tests de racine unitaire vient du fait que l'existence de cette racine dans les processus générateurs des données a des conséquences très importantes sur le plan statistique (des estimateurs biaisés...), et aussi économique (influe sur l'interprétation de certaines théories économiques⁽¹²⁾).

Pour cela, depuis l'article fondateur de Dickey et Fuller en 1979, l'importance accordée aux tests de racine unitaire s'est profondément développée. Mais suite au travail de Perron en 1989, une nouvelle génération des tests de racine unitaire s'est imposée: des tests avec une ou plusieurs ruptures structurelles connues ou non.

2.1. Les tests de racine unitaire sans prise en compte de changements de régime

La littérature empirique sur les tests de racine unitaire est d'origine anglo-saxonne. Depuis le test de Dickey et Fuller (1979, 1981), la théorie économétrique des tests de racine unitaire s'est profondément renouvelée à travers le développement et l'action sur certaines hypothèses du test de DF simple (1979) afin d'obtenir les meilleurs résultats. Comme le test de Dickey et Fuller est le socle empirique des tests de racine unitaire, il est nécessaire de commencer par le fondement, les hypothèses et la formulation mathématique de ce dernier avant de passer aux autres tests.

Selon la terminologie introduite par Nelson et Plosser (1982), on distingue essentiellement deux types de non-stationnarité. Une non-stationnarité de type déterministe notée TS⁽¹³⁾ pouvant s'exprimer comme une fonction déterministe du temps plus un processus stationnaire d'espérance mathématique nulle et de variance constante; une non-stationnarité de type stochastique notée DS⁽¹⁴⁾ caractérisée par la présence d'au moins une racine unitaire. Une variable est dite TS si sa moyenne n'est pas constante au cours du temps, et DS si à la fois sa moyenne et sa variance ne le sont pas. Les moyens qui permettent de stationnariser ces séries consistent soit à éliminer la tendance dans le premier cas, soit à calculer les différences premières dans le deuxième cas essentiellement.

Pour traiter la question de la racine unitaire, il est nécessaire de décomposer la série en deux composantes: une composante déterministe TD_t et une composante stochastique Z_t :

$$Y_t = TD_t + Z_t \quad (1)$$

L'existence de racine unitaire concerne la partie stochastique Z_t ; par contre, concernant la partie TD_t , ce qui importe c'est seulement l'ordre:

- $TD_t = 0$, c'est-à-dire pas de partie déterministe;
- $TD_t = \mu$, c'est-à-dire seulement une constante;
- $TD_t = \mu + \beta_t$, c'est-à-dire une constante et tendance.

La partie stochastique de la série y_t se modélise sous forme d'un processus ARMA⁽¹⁵⁾:

$$A(L) Z_t = B(L) e_t \quad (2)$$

avec L : un opérateur retard, e_t : une séquence de bruit blanc.

Si l'on suppose que la partie MA est inversible, alors:

$$B^{-1}(L) A(L) Z_t = e_t \quad (3)$$

$$\text{Si l'on pose } B^{-1}(L) A(L) = G(L) \quad (4)$$

$$\text{ce qui implique: } G(L) Z_t = e_t \quad (5)$$

(12) Michel Lubrano, *Tests de racine unitaire*, septembre 2008.

(13) TS: stationnaire en écarts à une tendance (Trend Stationary).

(14) DS: stationnaire en différences (Difference Stationary).

(15) Charpentier, *Introduction à la théorie des processus en temps discret modèles ARIMA et méthodes Box et Jenkins*.

Donc le modèle de base peut s'écrire comme suit :

$$G(L)(Y_t - TD_t) = e_t \quad (6)$$

Le développement de (6) dans le cas où $G(L) = (1 - \rho L)$:

$$(1 - \rho L)(Y_t - \mu - \beta_t) = e_t \quad (7)$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + (1 - \rho)(\mu + \beta_t) + \rho\beta + e_t \quad (8)$$

La question de la racine unitaire se résolvant en testant la présence d'une racine unitaire dans la partie stochastique de Y_t .

- cas de $\rho = 1$;
- le modèle (8) devient une marche aléatoire⁽¹⁶⁾ ;
- le terme constant μ va disparaître ;
- aussi le régresseur t n'est plus identifiable mais son coefficient β va jouer le rôle du terme constant ;
- cas de $\rho = 0$, le modèle (8) devient TS (Trend Stationary), c'est-à-dire stationnaire autour d'une tendance déterministe.

2.1.1. Test de Dickey et Fuller (1979)

Ce test a été développé afin de détecter la présence ou non d'une racine unitaire dans la partie autorégressive de la partie stochastique Z_t . Il teste l'hypothèse H_0 de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité. Ce dernier se base sur l'hypothèse de non-autocorrélation des erreurs et que le polynôme $A(L)$ est seulement un polynôme de degré un.

Le modèle de régression retenu par Dickey and Fuller (1979) est presque le même que celui de (8) :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + \beta_t + e_t \quad (9)$$

Le travail suivant consiste à estimer (9) par la méthode des moindres carrés ordinaires⁽¹⁷⁾, et à tester par la suite l'hypothèse H_0 de racine unitaire, c'est-à-dire $\rho = 1$. Pour ce faire, il est nécessaire de calculer t de Student :

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}_T - 1}{\hat{\sigma}_{\rho T}}$$

et de la comparer avec les valeurs critiques fournies par les tableaux de Dickey and Fuller.

Ces deux auteurs définissent trois modèles possibles afin de tester la stationnarité du processus Y_t :

– modèle 1 sans constante ni tendance : $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ (10)

– modèle 2 constante seulement : $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + e_t$ (11)

– modèle 3 constante et tendance : $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + \beta_t + e_t$ (12)

Dans ce test de base, l'étude a été limitée à un polynôme $G(L)$ de degré un, c'est-à-dire un seul retard. Mais dans la réalité, ce nombre de décalages peut dépasser un. Ainsi, les erreurs sont supposées autocorrélées, alors que cette hypothèse est plus restrictive, d'où le test ADF.

2.1.2. Test de Dickey et Fuller augmenté (1981)

Pour rendre leur test de base plus robuste, Dickey et Fuller (1981) ont augmenté le nombre de retards afin de résoudre le problème d'autocorrélation des erreurs.

(16) En mathématique, en économie et en physique, une marche aléatoire ou une marche au hasard sont un modèle mathématique d'un système possédant une dynamique discrète composée d'une succession de pas aléatoires ou effectués au hasard.

(17) Régis Bourbonnais, *Econométrie cours et exercices corrigés*, édition 2007, Dunod.

La formulation mathématique de leur test est la suivante :

$$- \text{modèle 1: } \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (13)$$

$$- \text{modèle 2: } \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (14)$$

$$- \text{modèle 3: } \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \mu + \beta t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (15)$$

Ce test a les mêmes règles de décision que le test de Dickey et Fuller simple. Mais le problème, c'est que le choix du nombre exact de retards est délicat. De plus, il est connu que la taille et la puissance des tests sont fortement sensibles au nombre de retards. Phillips et Perron (1995) ont détaillé dans une étude comparative les différentes méthodes⁽¹⁸⁾ de choix du nombre de retards.

2.1.3. Test de Phillips et Perron

Phillips et Perron (1988) proposent une méthode non paramétrique pour corriger la présence d'autocorrélation, sans avoir recours à l'ajout d'endogènes retardés comme dans la méthode de DF augmentée. Phillips et Perron (1988) ont développé un autre test qui est robuste face à un terme d'erreur autocorrélé e_t et qui repose sur une « correction non paramétrique » qui élimine le biais introduit par l'autocorrélation de l'erreur. Il s'agit essentiellement d'utiliser l'équation de régression (15) sans modification, de calculer les statistiques t et F habituelles et ensuite de les modifier pour tenir compte de la possibilité que le terme d'erreur soit autocorrélé. Perron et Phillips démontrent que les distributions asymptotiques des statistiques modifiées sont les mêmes que celles du modèle sans autocorrélation des erreurs.

La procédure de test consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire $H_0: \theta = 0$ dans les modèles suivants :

$$- \text{modèle 1: } \Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + e_t \quad (16)$$

$$- \text{modèle 2: } \Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \beta_0 + e_t \quad (17)$$

$$- \text{modèle 3: } \Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_j \gamma \varepsilon(j) \beta_1 t + e_t \quad (18)$$

La statistique de test de Phillips et Perron (PP) est une statistique de Student corrigée de la présence d'autocorrélation par la prise en compte d'une estimation de la variance de long terme de e_t (calculée par la densité spectrale de e_t à la fréquence zéro), robuste à la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité.

Cette estimation de la variance de long terme est donnée par :

$$\omega^2 = \gamma_e(0) + 2 \quad (19)$$

où $\gamma(j), j = 0, 1, \dots, p$ est le coefficient d'autocovariance d'ordre j de e_t .

$$\sum_j \left(1 - \frac{1}{p+1}\right) \gamma \varepsilon(j)$$

Afin de revenir à la distribution asymptotique proposée par Dickey et Fuller, Phillips et Perron ont utilisé la correction de Newey-West :

$$\omega^2 = \gamma_e(0) + 2 \quad (20)$$

2.1.4. Test du KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin)

Contrairement aux tests précédents, ce test repose sur l'hypothèse nulle de stationnarité contre l'hypothèse alternative de racine unitaire. Il est important de signaler que le test de KPSS (1992) est un cas particulier d'un test proposé initialement par Nabeya et Tanaka (1988).

La construction de la statistique de test repose au préalable sur la décomposition du processus sous-jacent de la série étudiée Y_t en une tendance déterministe linéaire λt , une marche aléatoire v_t , soit $v_t = v_{t-1} + e_t$ avec e_t un bruit blanc, et une composante aléatoire stationnaire.

$$Y_t = \lambda t + v_t + e_t \quad (21)$$

(18) Michel Lubrano, *Tests de racine unitaire*, septembre 2008.

Selon cette décomposition, l'hypothèse de stationnarité en tendance déterministe est vérifiée lorsque la variance de la marche aléatoire est nulle, c'est-à-dire $\sigma_v^2 = 0$.

Kwiatkowski *et al* proposent un test de multiplicateur de Lagrange (*LM*) afin de tester l'hypothèse nulle. La statistique du test est la suivante :

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{\eta}^2} \quad (22)$$

avec $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$ où \hat{e}_j sont les résidus estimés. $\hat{\sigma}_{\eta}^2$ est la variance de long terme des résidus qui prend en compte les autocorrélations des résidus e_t . Cette variance a été estimée de la même façon par Phillips et Perron. 1 est le nombre de retards et T la taille de l'échantillon.

Quand la valeur du *LM* est supérieure à la valeur critique, on rejette H_0 : présence de racine unitaire.

Mais jusqu'à présent, l'étude se fait dans un monde où il n'y a pas de changements dans le processus générateur des données. En 1989, Perron a signalé que si la série étudiée présente des ruptures structurelles dans sa tendance, la puissance des tests susmentionnés diminue. Donc négliger la possibilité des changements structurels dans l'étude implique un non-rejet qui peut induire en erreur quant à la présence de racine unitaire (dans le cas des tests de DF, ADF et de PP).

2.2. Tests de racine unitaire avec un seul changement de régime

2.2.1. Test de Perron (1989)

L'approche de Perron⁽¹⁹⁾ (1989) est fondée sur un postulat particulier qui la différencie de toutes les études antérieures sur la racine unitaire. En effet, il suppose que des chocs majeurs, comme la Grande Crise de 1929 et le premier choc pétrolier de 1973, ne sont pas des réalisations du processus stochastique engendrant les données. Il considère que ces chocs sont *exogènes*. Donc Perron a montré que la plupart des séries américaines (séries de Nelson et Plosser)⁽²⁰⁾ ne présentent pas de racine unitaire et que les fluctuations conjoncturelles sont transitoires.

Perron, sous l'hypothèse alternative de stationnarité, a défini trois modèles possibles :

– modèle A : rupture exogène seulement dans la constante $Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$ (23)

– modèle B : rupture exogène seulement dans la tendance $Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$ (24)

– modèle C : rupture exogène dans la constante et la tendance

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (25)$$

avec DU_t variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b .

Soit
$$\begin{cases} DU_t = 1 & \text{si } t > T_b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (26)$$

DT_t est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b .

Soit
$$\begin{cases} DT_t = t - T_b & \text{si } t > T_b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (27)$$

Perron (1989) considère que la date des chocs est connue (par exemple dans le cas américain le crash de 1929 et les chocs pétroliers de 1973). Des travaux empiriques ultérieurs ont critiqué cette méthodologie en montrant que si la date de la rupture est endogène, la précision du test s'améliore. En d'autres termes, le test de Perron peut rejeter faussement l'hypothèse alternative de stationnarité. De plus, la stratégie de Perron (1988) n'est valide que dans le cas où la partie déterministe de la série étudiée admet une spécification linéaire.

(19) Pierre Perron, *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, édition Econometrica, novembre 1989.

(20) Sont des séries annuelles de 1860 jusqu'à 1970, dont on trouve le PNB réel, le PNB nominal, le PNB réel, la production industrielle, le travail, le déflateur de PNB, l'indice des prix à la consommation, les salaires nominaux, les salaires réels, le stock de monnaie, la vitesse de la monnaie, le taux d'intérêt et le prix des actions ordinaires.

2.2.2. Test de Zivot et Andrews (1992)

Zivot and Andrews (1992), cité par la suite ZA, proposent un test de racine unitaire avec une rupture endogène. Ce test repose sur l'hypothèse initiale de la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec une seule rupture à date inconnue.

Ces deux auteurs développent le test de Perron (1989) pour rendre la rupture endogène. Pour cela, ils proposent trois modèles possibles sous l'hypothèse alternative H_1 :

$$- \text{modèle A: } \Delta Y_t = \mu + \lambda DU_t + \beta t + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (28)$$

$$- \text{modèle B: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DT_t + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (29)$$

$$- \text{modèle C: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \lambda DU_t + \theta DT_t + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (30)$$

Le modèle A permet d'avoir une rupture dans la constante. Le modèle B autorise un changement dans la tendance. Enfin, le modèle C teste la stationnarité de la série Y_t autour d'une constante et d'une tendance segmentée.

DU_t est une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b .

$$\text{Donc on aura } \begin{cases} DU_t = 1 & \text{si } t > T_b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

DT_t est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b .

$$\begin{cases} DT_t = t - T_b & \text{si } t > T_b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

De plus, ils proposent que la date de rupture $T_b \in [T_1; T_2]$ où $T_1 = \gamma * T$ et $T_2 = (1 - \gamma) * T$ avec γ un réel positif.

Mais par la suite et conformément à la réalité économique, que sur une longue période⁽²¹⁾ il est fort probable que les séries présentent plus d'une rupture. Des études empiriques ont montré que les tests de racine unitaire qui prennent en compte plusieurs changements structurels endogènes deviennent plus puissants que ceux qui ne permettent qu'une seule rupture endogène.

2.3. Tests de racine unitaire avec plusieurs changements de régime

2.3.1. Test de Lumsdaine et Papell (1997)

En 1997, Lumsdaine et Papell, notés par la suite LP, ont montré qu'un test avec une seule rupture endogène peut rejeter l'hypothèse alternative de stationnarité, tandis que dans le cas où ils prennent en considération la possibilité d'avoir plusieurs changements structurels dans la série étudiée, ils peuvent rejeter l'hypothèse de l'existence de racine unitaire.

LP développent le test de ZA (avec une seule rupture endogène) pour introduire deux changements structurels. Pour cela, ils proposent sous l'hypothèse alternative H_1 trois modèles possibles:

$$- \text{modèle AA: } \Delta Y_t = \mu + \lambda_1 DU_{1t} + \lambda_2 DU_{2t} + \beta t + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (31)$$

$$- \text{modèle CA: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DT_{1t} + \theta_2 DT_{2t} + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (32)$$

$$- \text{modèle CC: } \Delta Y_t = \mu + \lambda_1 DU_{1t} + \lambda_2 DU_{2t} + \beta t + \theta_1 DT_{1t} + \theta_2 DT_{2t} + \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varnothing_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (33)$$

avec DU_{1t} et DU_{2t} , deux variables indicatrices qui autorisent un changement dans la constante à la date T_{b1} et T_{b2} :

(21) Le long terme dépend du domaine de l'analyse: par exemple, une année c'est le long terme pour une série journalière, par contre, pour une série annuelle c'est le court terme.

$$\begin{cases} DU_{t1} = 1 \text{ si } t > T_{b1} \\ 0 \text{ sinon} \\ DU_{t2} = 1 \text{ si } t > T_{b2} \\ 0 \text{ sinon} \\ t = 1, 2, \dots, T \end{cases} \quad (34)$$

De même, DT_{1t} et DT_{2t} sont deux variables indicatrices qui permettent une rupture dans la tendance (la pente) à la date T_{b1} et T_{b2} :

$$\begin{cases} DT_{t1} = t - T_{b1} \text{ si } t > T_{b1} \\ 0 \text{ sinon} \\ DT_{t2} = t - T_{b2} \text{ si } t > T_{b2} \\ 0 \text{ sinon} \\ t = 1, 2, \dots, T \end{cases} \quad (35)$$

Concernant les dates de changement $(T_{b1}; T_{b2}) \in [T_1; T_2]$, où $T_1 = \gamma * T$ et $T_2 = (1 - \gamma) * T$ avec γ un réel positif. Autrement dit, elles ne permettent pas de ruptures à la fin et au début de chaque période; il s'agit de tester l'hypothèse nulle, $\phi = 0$ de racine unitaire contre l'alternative de stationnarité avec deux ruptures endogènes.

Le test de Lumsdaine et Papell, avec deux ruptures structurelles sous l'hypothèse alternative de stationnarité, n'implique pas nécessairement la stationnarité en tendance avec deux pauses mais peut indiquer une racine unitaire avec deux pauses. Ainsi, le rejet de l'hypothèse nulle n'implique pas forcément le rejet d'une racine unitaire en soi.

Dans cette sous-section nous présentons le test de Lee et Strazicich (2003, 2004), qui permet d'évaluer l'existence des changements structurels dans l'hypothèse nulle et alternative. Par conséquent, le rejet de l'hypothèse d'existence de racine unitaire implique sans ambiguïté la stationnarité en tendance.

2.3.2. Test de Lee et Strazicich (2003, 2004)

Un problème concernant les tests exposés ci-dessus (ADF, PP, KPSS, ZA, Perron, et LP) est qu'ils présentent des distorsions de taille⁽²²⁾ (fréquence de rejeter H_0 quand celle-ci vraie) dans le cas où le processus générateur des données présente des ruptures sous l'hypothèse alternative. En conséquence, on peut rejeter fallacieusement la non-stationnarité avec ruptures.

Pour résoudre le problème de distorsion dans la taille, Lee et Strazicich (2003, 2004), noté par la suite *LS*, ont construit un modèle qui présente des changements structurels dans l'hypothèse initiale (H_0) et bien sûr dans celle de stationnarité (H_1).

Dans cette partie, nous présentons seulement le test de LS (2003)⁽²³⁾ avec deux ruptures. L'autre test de *LS* (2004)⁽²⁴⁾ avec une seule rupture pourra faire l'objet d'une analyse plus appropriée.

$$\begin{cases} D_{jt} = 1 \text{ si } t > T_{bj} \\ 0 \text{ ailleurs} \end{cases}$$

Considérons le processus générateur de données.

$$Y_t = \delta'Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

avec Z_t vecteur des variables exogènes et ε_t un bruit blanc

$$Z_t = [1 \ t \ D_{1t} \ D_{2t} \ DT_{1t} \ DT_{2t}]' \quad (37)$$

(22) Charbel Bassil, *Politique monétaire et changement structurels aux Etats-Unis*, juillet 2010.

(23) Junsoo Lee et Mark C. Strazicich, «Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks», *Review of Economics and Statistics*, novembre 2003.

(24) Junsoo Lee et Mark C. Strazicich, *Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break*, 16 décembre 2004.

avec D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} , et DT_{2t} les variables indicatrices qui captent respectivement les ruptures dans la tendance et les ruptures dans la constante.

LS (2003) proposent deux modèles :

- le modèle A autorise seulement une rupture dans la constante :

$$Z_t = [1 \ t \ D_{jt}]' \text{ avec} \quad (38)$$

et T_{bj} la j^{e} date de la rupture où $j = 1, 2$.

- le modèle C autorise un changement dans la constante et un changement dans la tendance :

$$Z_t = [1 \ t \ D_{jt} \ DT_{jt}]' \text{ avec} \begin{cases} DT_{jt} = t - Tb_j & \text{si } t > T_{bj} \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (39)$$

L'équation (36) autorise une rupture structurelle sous l'hypothèse H_0 ($\beta = 1$) et sous l'hypothèse H_1 ($\beta < 1$). A titre d'exemple, dans le modèle A, en se basant sur la valeur de β , les deux hypothèses s'établissent comme suit :

$$H_0: Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad (40)$$

$$H_1: Y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + D_2 B_{2t} + v_{1t} \quad (41)$$

avec v_{1t} et v_{2t} des erreurs BB (bruits blancs)

$B_{jt} = 1$ si $t = Tb_j + 1$ et $B_{jt} = 0$ sinon, avec $j = 1, 2$ et $d = (d_1, d_2)'$.

En ce qui concerne le modèle C, les variables indicatrices D_{jt} vont apparaître sous l'hypothèse d'existence de racine unitaire et DT_{jt} sous l'hypothèse de stationnarité.

On partant du principe du test de multiplicateur de Lagrange, la statistique du test de racine unitaire peut être obtenue à partir de la régression suivante :

$$\Delta Y_t = \delta Z_t + \Phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (42)$$

Où \tilde{S}_t est une série ajustée telle que $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\psi} - Z_t \tilde{\delta}$ pour $t = 2 \dots T$. $\tilde{\delta}$ est le vecteur des paramètres de la régression de ΔY_t sur ΔZ_t , $\tilde{\psi} \approx Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ dont Y_t et Z_t sont les premières observations de Y_t et Z_t respectivement.

Dans l'équation (42), l'hypothèse de racine unitaire est formulée par $\Phi = 0$, et la statistique du test est décrite par $\hat{\eta} = T \tilde{\Phi}$ tel que $\tilde{\Phi}$ est l'estimateur des MCO⁽²⁵⁾ de Φ dans l'équation (42). Soit \hat{r} la t-statistique de l'hypothèse nulle $\Phi = 0$. Les dates de changement Tb_j sont celles qui minimisent \hat{r} pour toutes les combinaisons probables de rupture.

$$LM_{\hat{r}} = \inf_{\lambda} \hat{r}(\lambda) \quad (43)$$

avec $(\lambda_j = Tb_j / T)$ sur toute la strate $[\lambda T; (\lambda-1) T]$ où T est la taille de l'échantillon.

Il semble clair que, d'après l'analyse de l'évolution de la politique budgétaire et monétaire au Maroc, les séries macroéconomiques présentent des occurrences de rupture de tendance. La partie suivante sera consacrée à l'application de certains tests cités ci-dessus afin de dater ces changements, en premier lieu, et de trouver des explications économiques pour ces ruptures, en second lieu.

3. Estimation des changements de tendance dans les séries macroéconomiques marocaines

Comme les données qui seront traitées dans ce travail sont des données trimestrielles et que la durée de l'étude est très longue, il y a une forte raison de penser à des changements structurels dans le processus générateur des données.

(25) Moindres carrés ordinaires.

3.1. Présentation des variables macroéconomiques utilisées et implémentation des tests de racine unitaire avec et sans changements de régime

L'étude de la stationnarité des séries est un travail prioritaire et de grande importance, surtout lorsqu'il s'agit de faire des prévisions ou d'évaluer l'effet d'une politique économique (choc) sur des variables dans des modèles, par exemple SVAR, VCEM, DSGE...

L'importance de cette étude vient du fait que l'existence d'une racine unitaire dans les séries macroéconomiques influe, et d'une manière significative, beaucoup l'interprétation de certaines théories économiques. Dans ce sens, on peut citer à titre d'exemple la théorie du cycle conjoncturel et la théorie de la croissance endogène avec la variable production: la théorie du cycle conjoncturel implique une composante tendancielle déterministe dans la dynamique de la production, ce qui signifie que les chocs réguliers⁽²⁶⁾ n'affectent pas la tendance de la production, et les politiques conjoncturelles parviennent à stabiliser les fluctuations sans changer la tendance profonde. Par contre, la théorie de la croissance endogène stipule que la production a une composante tendancielle stochastique et que les chocs réguliers ou majeurs⁽²⁷⁾ ont une influence permanente sur celle-ci (King, Plosser, Rabelo 1988)⁽²⁸⁾.

Ce travail porte en effet sur huit séries macroéconomiques de l'économie marocaine avec une fréquence trimestrielle: le PIB réel, l'indice des prix à la consommation (IPC), le taux de change effectif réel, la masse monétaire au sens large (M3), les créances sur l'économie, DLIPC, le taux de croissance et le taux d'inflation. Toutes les séries sont transformées en logarithme. Le tableau ci-après en donne le résumé:

Tableau 2
Présentation des séries

Série macroéconomique	Période d'étude
La série du PIBR trimestriel (en log)	[1980T1-2010T4]
La série d'IPC (en log)	[1960T1-2010T4]
La série du taux de change (en log)	[1980T1-2010T4]
La série du M3 (en log)	[1985T1-2010T4]
La série des créances (en log)	[1985T1-2010T4]
La série de DLIPC	[1960T2-2010T4]
La série de croissance	[1981T1-2010T4]
La série de l'inflation	[1961T1-2010T4]

3.2. Interprétation des résultats empiriques

Dans cette partie, nous allons analyser les résultats des différents tests appliqués sur les huit séries macroéconomiques marocaines. L'objectif de ce mémoire est de dater les changements structurels dans les séries marocaines.

3.2.1. Série de LPIBR [1980T1-2010T4]

3.2.1.1. Analyse des résultats des tests standards

Les tests de racine unitaire standards appliqués à la série du logarithme du PIB sont: ADF (1981), PP (1988), et KPSS (1992). Le tableau ci-après récapitule les résultats de ces trois tests.

(26) Ces chocs se produisent d'une manière périodique et peuvent ou non affecter le niveau de la série de façon continue.

(27) Ce genre de choc a des réalisations occasionnelles et change la pente de la tendance d'une manière continue.

(28) Michel Lubrano, *Tests de racine unitaire*, septembre 2008.

Tableau 3
Résultats des tests standards : cas de LPIBR

	LPIBR en niveau	DLPIBR	Commentaire
ADF	4,8065	- 8,325 ^(a)	I(1) + une constante
PP	5,825	- 25,358 ^(a)	I(1) + une constante
KPSS	0,170 ^(a)	0,176 ^(c)	I(1) + une constante

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les résultats indiquent que la série du LPIBR est stationnaire en première différence autour d'une constante. Cette intégration nous laisse croire que la série est susceptible de présenter des changements structurels.

3.2.1.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Dans ce travail, nous avons procédé aux trois tests de deuxième génération⁽²⁹⁾, mais seront uniquement analysés les résultats du test de Lee-Strazicich, en raison de sa puissante statistique.

Tableau 4
Résultats des tests à changement de régime : cas de LPIBR

	ZA	LP	LS	Commentaire
LPIBR	(- 3,72875)	(- 7,03597) ^(b) MCC	(- 8,28530) ^(a) MC2	La série de LPIBR est I(0) autour d'une tendance segmentée

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

MCC: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance.

MC2: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance.

Les résultats montrent que la série de LPIBR est stationnaire autour d'une tendance segmentée, ce qui révisé les résultats des tests standards (LPIBR est I(1) plus constante). Selon le test de Lee-Strazicich, cette série a connu deux changements de régime au niveau de la constante et de la tendance. La première rupture a eu lieu en 1991T2; ce changement de régime peut être expliqué par des raisons climatiques liées à la succession des années de sécheresse durant la décennie 90. Cette décennie a connu une succession exceptionnelle d'années de sécheresse occasionnant directement ou indirectement un très important manque à gagner en termes de croissance économique et une détérioration du compte courant de la balance des paiements. La baisse de l'activité économique se traduit par un ralentissement du rythme de progression de la consommation réelle des ménages. Sur le plan des échanges extérieurs, la sécheresse s'est soldée par une dégradation de la balance commerciale en raison notamment des importations massives de céréales.

A coté de ces changements climatiques, il y a eu l'impact du mouvement de libéralisation financière qui a touché le Maroc, le ralentissement de la productivité totale des⁽³⁰⁾ (Bouhia, 2001) et, en dernier lieu, la fin de PAS⁽³¹⁾. La deuxième rupture est datée du 2001T1, que l'on peut expliquer par la surliquidité qu'a connue le marché monétaire marocain depuis 1999. Cette surliquidité bancaire provient principalement de l'accroissement des avoirs extérieurs nets de la banque centrale suite notamment à la cession de

(29) Ces tests sont: tests de Zivot et Andrews (1992), tests de Lumsdaine et Papell (1997) et tests de Lee et Strazicich (2003-2004).

(30) A. Bouhia, « Les sources de croissance de l'économie marocaine », *Critique économique*, n° 2, 2001.

(31) Programme d'ajustement structurel.

35 ^ du capital de Maroc Telecom à Vivendi Universal (pour une somme de 23,3 milliards de dirhams). Ces excédents de liquidités ont été au demeurant amplifiés par la poursuite de l'évolution favorable des recettes touristiques et des transferts des Marocains résidant à l'étranger.

3.2.2. Série de LIPC [1960T1-2010T4]

3.2.2.1. Analyse des résultats des tests standards

Les différents tests seront appliqués au logarithme de la série de LIPC pour la période 1960T1-2010T4.

Tableau 5
Résultats des tests standards: cas de LIPC

	LIPC en niveau	LIPC	Commentaire
ADF	0,669	- 10,155 ^(a)	I(1) + une constante et tendance
PP	4,557	- 10,201 ^(a)	I(1) + une constante et tendance
KPSS	1,269	0,143 ^(b)	I(1) + une constante et tendance

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les résultats des tests standards confirment que la série de LIPC est stationnaire en première différence autour d'une constante et d'une tendance. Cette intégration peut être le résultat des ruptures structurelles dans cette série.

3.2.2.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Afin d'évaluer l'existence des ruptures structurelles dans la série de LIPC ou non, les résultats des tests de deuxième génération sur cette série sont les suivants.

Tableau 6
Résultats des tests à changement de régime: cas de LIPC

	ZA	LP	LS	Commentaire
LIPC	(- 4,37178)	(- 5,20136)	(- 3,91171)	LIPC est I(1) possibilité d'avoir plus de deux ruptures

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les tests de racine unitaire standards et à changement de régime montrent que la série de LIPC est I(1). L'observation graphique (figure 2) de la série de LIPC nous donne l'impression que cette dernière est susceptible de présenter plus de deux ruptures structurelles. Pour cette raison, nous procédons à la correction de Bai et Perron qui consiste soit à découper la période d'étude en sous-périodes et appliquer par la suite le test de Lee-Strazicich, soit à utiliser le test de racine unitaire de Kapetanios⁽³²⁾.

3.2.3. Série de LTCER [1980T1-2010T4]

3.2.3.1. Analyse des résultats des tests standards

Les différents tests seront appliqués sur le logarithme de la série du taux de change effectif réel.

(32) Charbel Bassil, *Politique monétaire et changements structurels aux Etats-Unis*, juillet 2010.

Tableau 7
Résultats des tests standards : cas de LTCER

	LTCER en niveau	DLTCER	D2LTCER	Commentaire
ADF	-2,041	-8,528 ^(a)	—	La série de LTCER est I(1) sans constante ni tendance
PP	-1,792	-8,799 ^(a)	—	La série de LTCER est I(1) sans constante ni tendance
KPSS	3,906	0,568	0,082 ^(c)	Cette série est I(2) sans constante ni tendance

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les tests de racine unitaire de ADF (1981) et PP (1988) indiquent que la série LTCER est stationnaire en première différence sans constante ni tendance. Par contre, le test KPSS montre que cette série est intégrée d'ordre deux sans tendance, chose qui laisse un point de discussion sur ce résultat.

3.2.3.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

L'application des tests à changement de régime sur la série de LTCER a pour but de trouver, si possible, les ruptures qu'a connues cette série.

Tableau 8
Résultats des tests à changement de régime : cas de LTCER

	ZA	LP	LS	Commentaire
LTCER	(-3,23345)	(-5,81771)	(-5,09548)	LTCER est I(1) possibilité d'avoir plus de deux ruptures

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

L'observation du graphique de la série du taux de change effectif réel (figure3) nous laisse croire avec une grande probabilité que cette série a connu plus de deux changements structurels. C'est la raison pour laquelle les tests appliqués (avec une seule rupture ou deux) n'ont pas pu valider l'existence de ruptures.

3.2.4. Série de LM3 [1968T1-2010T4]

3.2.4.1. Analyse des résultats des tests standards

Les différents tests (ADF, PP et KPSS) seront appliqués sur le logarithme de la série LM3.

Tableau 9
Résultats des tests standards : cas de LM3

	LM3 en niveau	DLM3	Commentaire
ADF	15,921	-11,459 ^(a)	La série de LM3 est I(1) autour d'une constante
PP	12,946	-11,511 ^(a)	La série de LM3 est I(1) autour d'une constante
KPSS	1,331	0,288 ^(c)	La série de LM3 est I(1) autour d'une constante

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les résultats du tableau (9) montrent que la série de LM3 est stationnaire en première différence autour d'une constante. Nous testons alors si la série contient des ruptures structurelles ou non.

3.2.4.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Les résultats de ces tests sont consolidés dans le tableau au-dessous.

Tableau 10
**Résultats des tests à changement de régime :
cas de LM3**

	ZA	LP	LS	Commentaire
LM3	(-4,01035)	(-5,12481)	(-4,54374)	LM3 est I(1) possibilité d'avoir plus de deux ruptures

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les résultats des trois tests (ZA, LP et LS) ne rejettent pas l'hypothèse de racine unitaire en niveau, ce qui signifie que la série de LM3 subi fort probablement plus de deux changement structurels que nos tests peuvent détecter.

3.2.5. Série de LCREANCES [1985T1-2010T4]

3.2.5.1. Analyse des résultats des tests standards

Les trois tests de première génération seront appliqués sur le logarithme de la série créances.

Tableau 11
**Résultats des tests standards :
cas de LCREANCES**

	LCREANCES en niveau	DLCREANCES	D ² LCREANCES	Commentaire
ADF	1,969	-1,342	-11,883 ^(a)	LCREANCES est I(2) sans constante ni tendance
PP	8,062	-10,174 ^(a)	—	La série de LM3 est I(1) plus constante
KPSS	1,236 (00)	0,116 ^(c)	—	LCREANCES est I(1) plus constante

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Le test ADF (1981) rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire en deuxième différence, contrairement aux tests de PP (1988) et KPSS (1992) qui confirment la stationnarité en première différence. Cette divergence montre plus au moins que la série du logarithme des créances a subi des ruptures structurelles.

3.2.5.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Tableau 12
**Résultats des tests à changement de régime :
cas de LCREANCES**

	ZA	LP	LS	Commentaire
LCREANCES	(-3,64317)	(-5 97758) ^(c) AA	(-5,82741) ^(b) C2	LCREANCES est I(0) autour d'une tendance segmentée

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

AA : Modèle avec deux ruptures dans la constante.

C2: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance.

Selon les tests de racine unitaire à changement de régime, la série de LCREANCES est stationnaire autour d'une tendance segmentée. Cette série, d'après le test de Lee-Strazicich, a connu deux changements de régime: le premier a eu lieu en 1993T3, expliqué par la réforme boursière, de la loi bancaire 93 (visant une uniformisation du cadre réglementaire dans lequel interviennent les établissements de crédit et les sociétés de financement et une protection des déposants et des emprunteurs) et le processus de privatisation; alors que le deuxième changement est survenu en 2003T2 comme la conséquence de la conjoncture internationale (11 Septembre 2001), les transferts des Marocains résidant à l'étranger durant cette période ont connu une forte baisse.

3.2.6. Série de DLIPC [1960T2-2010T4]

3.2.6.1. Analyse des résultats des tests standards

Tableau 13
**Résultats des tests standards:
cas de DLIPC**

	DLIPC en niveau	D(DLIPC)	Commentaire
ADF	-1,330	-11,858 ^(a)	DLIPC est I(1) sans constante ni tendance
PP	-10,665	-42,442 ^(a)	DLIPC est I(1) sans constante ni tendance
KPSS	0,419	0,073 ^(c)	DLIPC est I(1) sans constante ni tendance

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Ces trois tests confirment que la série de DLIPC est stationnaire en première différence autour d'une constante sans tenir compte de l'effet des ruptures structurelles.

3.2.6.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Tableau 14
**Résultats des tests à changement de régime:
cas de DLIPC**

	ZA	LP	LS	Commentaire
DLIPC	(-5,74446) ^(a) MC	(-6,29750) ^(b) AA	(-6,80930) ^(a) C2	DLIPC est I(0) autour d'une tendance segmentée

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

MC: Modèle avec une seule rupture dans la tendance.

AA: Modèle avec deux ruptures dans la constante.

C2: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance.

La série de DLIPC a subi deux ruptures structurelles: la première, en 1966T2, qui est le résultat du plan de stabilisation – le plan triennal 1965-1967 – dont l'objectif est de baisser le taux de croissance des dépenses publiques (ce taux a connu une forte augmentation durant la période 1956-1965 afin de restructurer l'économie marocaine, pour faire face aux impératifs d'une croissance économique forte et durable – plans biennal 1958-1959 et plan quinquennal 1960-1964 – de l'économie marocaine, notamment celles d'investissement. Au niveau monétaire, les mesures de stabilisation sont traduites par l'institution de la réserve monétaire afin d'influencer directement la liquidité bancaire et indirectement l'investissement. La 2^e rupture a eu lieu en 1977T4, chose que l'on peut expliquer par le début du plan

de stabilisation adopté par le Maroc dont l'objectif principal est de réduire le déficit budgétaire. La stratégie repose essentiellement sur la maîtrise de la croissance des dépenses publiques, surtout celles d'équipement. A côté de ce plan, il y a également la disparition de recettes exceptionnelles provenant des exportations de phosphate. Sur le plan monétaire, les mesures prises se sont traduites par la ré-institution de l'encadrement du crédit⁽³³⁾ et par une deuxième révision des taux d'intérêts débiteurs.

3.2.7. Série de CROISSANCES [1981T1-2010T4]

3.2.7.1. Analyse des résultats des tests standards

Tableau 15

Résultats des tests standards: cas de la croissance

	Taux de croissance en niveau	Commentaire
ADF	-8,325 ^(a)	La série de croissance est I(0) autour d'une constante
PP	-25,358 ^(a)	La série de croissance est I(0) autour d'une constante
KPSS	0,176 ^(c)	La série de croissance est I(0) autour d'une constante

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

La série de la croissance est stationnaire en niveau autour d'une constante. Pour affiner ce résultat, il est recommandé d'utiliser les tests à changement de régime.

3.2.7.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Tableau 16

Résultats des tests à changement de régime: cas de la croissance

	ZA	LP	LS	Commentaire
Croissance	(-4,89127) ^(a) MA	(-4,57790)	(-5,38858) ^(c) C2	La série est I(0) autour d'une tendance segmentée

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %

MA: Modèle avec une seule rupture dans la constante

C2: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance

Les résultats du test de Lee-Strazicich montrent que la série de la croissance a connu deux changements de régime: le premier en 1996T3 suite au discours du Roi Hassan II en 1995; c'est-à-dire que le Maroc va connaître une période de récession dangereuse associée à la libéralisation du commerce extérieur que le pays a adoptée depuis son adhésion à l'OMC; cette situation va être amplifiée par les mauvaises campagnes agricoles durant la décennie 90, car au Maroc la croissance économique est fonction de la pluie. Le second en 1998T4, que l'on peut expliquer par la modernisation de la politique monétaire marocaine (libéralisation totale des taux d'intérêts débiteurs en 1996, abandon du réescompte en 1995 et suppression des emplois obligatoires en 1998). A côté de ces changements de nature monétaire, il y a également la mise en application des dispositifs de la charte d'investissement qui a permis de généraliser et d'automatiser l'octroi des avantages, supprimer l'autorisation préalable de l'administration et intégrer dans le droit commun le dispositif incitatif sur le plan fiscal.

(33) C'est-à-dire ramener le taux de croissance de la masse monétaire à un taux proche de celui du PIB en termes réels.

3.2.8. Série de l'inflation [1961T1-2010T4]

3.2.8.1. Analyse des résultats des tests standards

Tableau 17

Résultats des tests standards: cas de l'inflation

	INF en niveau	D(INF)	Commentaire
ADF	-1,286	-13,162 ^(a)	La série de l'inflation est I(1) sans constante ni tendance
PP	-1,734	-15,942 ^(a)	La série de l'inflation est I(1) sans constante ni tendance
KPSS	0,444	0,131 ^(c)	La série de l'inflation est I(1) sans constante ni tendance

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

Les trois tests standards de racine unitaire montrent que la série de l'inflation est stationnaire en différence première sans constante ni tendance. Pour valider, nous analysons les résultats des tests à changement de régime.

3.2.8.2. Analyse des résultats des tests à changement de régime

Tableau 18

Résultats des tests à changement de régime: cas de l'inflation

	ZA	LP	LS	Commentaire
Inflation	(-5,78508) ^(a) MA	(-6,23495) ^(c) AA	(-5,38858) ^(c) C2	La série de l'inflation est I(0) autour d'une tendance segmentée

^(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1 %.

^(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 %.

^(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10 %.

MA: modèle avec une seule rupture dans la constante.

AA: Modèle avec deux ruptures dans la constante.

C2: Modèle avec deux ruptures dans la constante et la tendance.

Les résultats du tableau ci-dessus montrent que la série de l'inflation a subi deux changements structurels dans la tendance. Le premier changement a eu lieu en 1974T2, conséquence d'une politique budgétaire. Dans les années 70, la scène économique marocaine est dominée par des politiques d'expansion rendues possibles par le quadruplement du prix des phosphates et la hausse considérable des recettes d'exportation et, par suite, des recettes budgétaires (en particulier en 1974-1975). Le taux de croissance du Maroc, qui avait été d'environ 4% par an en moyenne au début des années 70, s'est accéléré de 1973 à 1977, pour atteindre 7,5% (travail de M. Sagou).

Ainsi, les dépenses d'équipement de l'Etat doublent quasiment chaque année entre 1973 et 1976, passant de moins de 5% du PIB en 1973 à quelque 21% en 1976 et 1977 (travail de M. Sagou). La politique de réduction des inégalités engendre une hausse considérable des dépenses de fonctionnement. Les dépenses par habitant au titre des services sociaux croissent de presque 100%, en termes réels, durant les années 70, et les dépenses au titre des subventions destinées aux produits alimentaires et aux services publics augmentent fortement. Par ailleurs, les dépenses militaires triplent en 1976, avec le déclenchement du conflit du Sahara. Nous pouvons y ajouter l'accélération du taux de croissance de la consommation qui été de 41,7% (travail M. Sagou) entre 1974 et 1977.

Alors que le second changement qu'a connu la série de l'inflation est survenu en 1987T4, résultat d'une politique de stabilisation survenue à la suite du problème de la dette du Maroc à partir des années 80. Ce plan d'ajustement structurel imposé par les institutions internationales a comme objectifs un freinage des salaires des fonctionnaires du secteur public, une croissance ralentie du nombre des salariés de la fonction publique et la réduction des subventions aux produits alimentaires et des dépenses d'investissement.

Conclusion

Depuis les travaux pionniers de Nelson et Plosser (1982), de nombreuses études empiriques ont été effectuées sur plusieurs séries macroéconomiques. Ces études ont permis de conclure que les séries, en général, possèdent une racine unitaire dans leur représentation autorégressive, ce qui signifie que les chocs conjoncturels ont des implications permanentes sur ces variables. Ces conclusions ont été révisées suite aux résultats obtenus par les tests de racine unitaire avec changement de régime, c'est-à-dire que la plupart des séries qui ont été initialement considérées comme étant DS sont, au contraire, des séries stationnaires en niveau avec des tendances segmentées.

Donc, il est clair que les tests de racine unitaire doivent être, avant tout, une étape nécessaire dans une analyse univariée ou multivariée en vue de mieux cerner certaines questions économiques particulières.

Cet article s'est proposé de présenter une synthèse critique des procédures des tests de racine unitaire les plus répandus dans la littérature empirique. Ce travail a permis d'appréhender l'importance des changements structurels (tendances segmentées) dans le processus générateur des données. Cette distinction est primordiale, parce qu'une spécification erronée de la tendance peut conduire à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire et donc une prédictibilité imprécise et, par la suite, des décisions biaisées en matière de politique économique.

Les résultats du présent travail donnent une caractérisation précise de huit séries macroéconomiques marocaines fondamentales. Nous sommes en mesure de rejeter l'hypothèse de racine unitaire pour cinq variables macroéconomiques nationales (PIB réel, créances, variation de l'IPC, croissance et inflation) en faveur d'une tendance segmentée. Les changements structurels subis par les séries macroéconomiques marocaines sont significatifs puisqu'ils coïncident avec d'importants événements économiques internationaux ou nationaux associés aux changements climatiques et quelques événements politiques.

En ce qui concerne les séries de l'IPC, le taux de change effectif réel et M3, les trois tests à changement de régime, ne rejettent pas l'hypothèse nulle de racine unitaire en niveau. De plus, ces séries ont probablement été exposées à des changements structurels remarquables.

A la suite de ces différents résultats, l'utilisation des huit séries macroéconomiques marocaines et leurs interactions devraient permettre d'élaborer des modèles cohérents avec une bonne maîtrise de la nature des fluctuations affectant chaque série. Aussi, tout jugement en matière des équilibres (déséquilibres) serait de moins en moins imprécis, notamment quand il s'agit de procéder à des modèles *ad hoc* (cointégration, modèles à tendances segmentées, modèles à seuils, modèle à changement de régime markovien...).

Références

- ABOUCH M. et EZZAHID E. (2003), « Investissement et croissance au Maroc: Insuffisance de l'accumulation et faiblesse de la productivité », *Repères et perspectives*, n° 6.
- ACHY L. et SEKKAT K. (2007), *l'Economie marocaine en questions (1956-2006)*, l'Harmattan.
- AKABOUNE M. (2009), *Politique monétaire marocaine et libéralisation financière*, revue éditée par la Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales, Agdal, Rabat, n° 43.
- BAI J. et PERRON P. (2003), « Computation and analysis of multiple structural change models », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, n° 1.
- BAI J. et PERRON P. (1998), « Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes », *Econometrica*, vol. 66, n° 1.
- BASSIL C. (2010), *Politique monétaire et changements structurels aux Etats-Unis*, juillet.
- BASSIL C. et BEC F. (2008), « Federal Funds Rate Stationarity: New Evidence », *Thema Working Paper*, n° 2008-35, décembre.
- BOUHIA A. (2001), « Les sources de croissances de l'économie marocaine », *Critiques économiques*, n° 2.
- COLLETAZ G. et HURLIN C. (2006), *Modèles non linéaires et prévision*, novembre.
- FERNANDEZ D.G. (1997), « Breaking Trends and the Money-output Correlation », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 4.

- FOUQUAU J. (2008), *Modèles à changement de régime et données de panel: de la non-linéarité à l'hétérogénéité*, septembre.
- GERVAIS O. (2009), *les Changements structurels et la grande modération*, Banque du Canada, mai.
- HANSEN B.E. (2001), « The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity », *Journal of Economic Perspectives*, vol.15, n° 4.
- JUILLARD J. (1995), « Régimes de croissances pour les Etats-Unis, 1980-1991 », *Revue économique*, vol. 46, n° 3.
- LE BIHAN H. (2001), *Test de rupture: une application au PIB tendanciel français*.
- LEE J. et STRAZICICH M.C. (2003), « Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 4.
- LEE J. et STRAZICICH M.C. (2004), « Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with One Structural Break », *The Review of Economics and Statistics*.
- LUBRANO M. (2008), *Tests de racine unitaire*, septembre.
- LUMSDAINE R. et PPELL D. (1997), « Multiple Trends Breaks and the unit root hypothesis », *Review of Economics and Statistics*.
- MEDHIOUB I. (2007), « Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes: cas de la Tunisie », *Revue d'analyse économique*, vol. 83, n° 4, décembre.
- MINISTÈRE DE FINANCE (2009), *Datation du cycle d'affaires de l'économie marocaine*, mars.
- NELSON C.R. et PLOSSER C.I. (1982), « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, n° 139-162.
- PERRON P. (1992), « Racines unitaires en macroéconomie: le cas d'une variable », *l'Actualité économique*.
- PERRON P. (1989), « The Great Crash, the Oil Price Shock, and Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57, n° 6.
- SAGOU M., *les Politiques macroéconomiques: les politiques budgétaire et monétaire du Maroc depuis cinquante ans et perspectives pour les vingt prochaines années*.
- TREMBLAY R. (2004), *les Grands cycles économiques*, Paris, l'Harmattan.
- ZIVOT A. et ANDREWS D.W.K. (1992), « Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*.

A. ACHOUR, J. ELOTHMANI (Bank Al-Maghrib), *Une formalisation bayésienne de l'économie marocaine: estimation et validation à partir d'une modélisation néo-keynésienne*

Résumé

S'inspirant du travail de Clarida, Gali et Gertler (1999), un modèle hybride new-keynésien (HNKM) formé de trois équations structurelles (une courbe IS, une courbe de Phillips néo-keynésienne et une règle de Taylor de type *forward-looking*) a été proposé pour caractériser l'économie marocaine. Les paramètres structurels du modèle sont estimés selon une approche bayésienne, et des simulations ont été menées afin d'appréhender la réaction des différents agrégats macroéconomiques aux chocs monétaires, de demande et d'offre. Aussi, dans une perspective de validation, ce modèle est confronté à une modélisation DSGE-VAR suivant la procédure proposée par Del Negro et Schorfheide (2004).

Mots-clés: HNKM, DSGE-VAR, estimation bayésienne.

Mehdi ABOUFADL (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), *Tranquillité et crédibilité: les faces cachées de la crise*

Au cours des vingt dernières années, les exigences en termes de rendement des institutions financières, et plus précisément des grandes banques d'investissement, se sont accrues pour dépasser largement les rendements effectifs de la sphère réelle. Mais ces performances n'ont pu être atteintes qu'à travers une dynamique d'endettement basée sur l'effet de levier.

L'exacerbation de la concurrence qu'ont entraîné de tels rendements, avec pour effet une réduction de la marge entre les taux perçus sur les actifs et les taux payés sur la dette, a contraint les stratégies financières aux seules options suivantes afin de maintenir des taux de rendement élevés: augmenter l'effet de levier; substituer une partie de son portefeuille dans des classes d'actifs plus risquées, avec des taux de rendement plus élevés; ou acquérir des actifs extrêmement risqués pour son propre portefeuille, puis les vendre à des investisseurs mal informés après titrisation.

Cette situation d'accumulation de dettes et de prise de risque excessive, qui a favorisé l'émergence de la dernière crise financière, a poussé de nombreux économistes et décideurs publics à remettre en avant les idées de Hyman Minsky (1919-1996), un membre éminent de l'école post-keynésienne. Le cadre de pensée de Minsky, plus précisément son hypothèse d'instabilité financière (HIF), permet en effet d'expliquer et de prévoir avec précision la dynamique de la crise.

L'hypothèse de l'instabilité financière développée par Minsky (1986) repose sur un modèle d'une économie capitaliste au sein de laquelle la génération de cycles économiques n'est pas due à des chocs exogènes. La HIF stipule ainsi que les cycles économiques sont aggravés, d'une part, par la dynamique interne de l'économie capitaliste et, d'autre part, par le système des interventions et de règlements conçus pour faire tourner l'économie dans des limites jugées soutenables. Cette hypothèse repose sur des considérations à la fois théoriques et empiriques.

En parallèle à cela, l'évolution notable constatée au niveau des régimes monétaires et financiers, objet de nombreuses recherches à la BRI depuis le milieu des années 90, a également significativement contribué à altérer la dynamique des fluctuations de l'activité faisant ainsi surgir des déséquilibres jusque-là insoupçonnés. Plus spécifiquement, Borio et Lowe (2002) identifient l'accroissement de l'efficacité de la politique monétaire et le renforcement de la crédibilité de l'autorité monétaire qui lui est sous-jacent comme étant un catalyseur décisif pour la survenance de crises.

La survenance d'une crise suite à l'atteinte par une banque centrale des objectifs qui lui sont alloués demeure toutefois difficile à concevoir. Comment une politique monétaire anti-inflationniste efficace, correspondant à un minimum de perte pour la banque centrale, peut-elle conduire à des déséquilibres? L'explication, selon Borio, se situe dans l'existence concomitante de changements significatifs au niveau du régime financier, plus précisément les changements induits par le processus de libéralisation financière de ces vingt-cinq dernières années. Cette conjugaison signifie que le contexte actuel est devenu plus vulnérable à l'accumulation occasionnelle de déséquilibres financiers graves, c'est-à-dire à l'extension du bilan du secteur privé sur la base de prises de risque agressives.

Références

MINSKY H. (1986), *Stabilizing an Unstable Economy*, Yale University Press.

BORIO C., P. LOWE (2002), « Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus », *BIS Working Paper*, 114, juillet.

Sayari ZIED (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble), *Le ciblage de l'inflation entre période de transition et performance économique : le cas du Brésil*

L'objet, l'intérêt et les lignes de force de la communication

La conjoncture économique mondiale a connu un changement au niveau du tissu monétaire et financier depuis une trentaine d'années. Ce développement a permis le passage aux différents régimes monétaires. Pour cette raison, les deux politiques qui ont marqué les années 70 et 80 sont le régime de ciblage du taux de change et celui des agrégats monétaires. Après sa première adoption au début des années 90,

le régime monétaire de ciblage de l'inflation a révélé son apport à travers les expériences des économies développées et émergentes.

L'explosion de l'inflation dans de nombreux pays comme le Brésil ou la Suède a recentré le débat sur les vertus des politiques de stabilisation. De même, la dégradation de la conjoncture économique a déstabilisé certaines économies pour lesquelles nous avons observé des taux d'intérêt et de l'inflation très élevés et des niveaux de dette publique historiques. Les pionniers qui ont opté pour le régime de ciblage de l'inflation sont la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni, le Chili et le Canada. La problématique de notre travail découle de l'absence de théorie qui devait précéder ce régime. Beaucoup d'économistes se sont intéressés au sujet, comme Svenson (1999, 2002), Woodford (2003) et Walsh (1998).

Dans la plupart des études économiques, trois questions principales étaient évoquées. D'abord, est-ce que l'on considère la politique monétaire en tant que règle monétaire ou juste comme un cadre d'analyse? Ensuite, est-ce qu'on peut parler d'une période de transition avant le passage au nouveau régime? Enfin, l'adoption de ce régime monétaire est-elle performante à l'échelle macroéconomique?

Dans ce travail, on essaye de répondre à ces problématiques. En effet, si le ciblage de l'inflation est défini comme un cadre d'analyse, alors il existe une période de transition avant le passage au nouveau régime. Dans un second temps, toute baisse et toute stabilité de la volatilité de l'inflation certifieront l'efficacité du régime.

D'où le but de notre travail qui va nous amener à mettre l'accent sur la période transition avant l'adoption du ciblage de l'inflation, à savoir si ce régime est un cadre d'analyse ou une simple règle monétaire, et vérifier enfin la performance de cette politique. Dans cet article nous allons étudier le cas du Brésil. Cette étude aura deux contributions essentielles, l'une théorique et l'autre empirique. D'abord, nous allons utiliser une nouvelle technique fréquentielle permettant de définir l'existence ou pas de points distincts de rupture structurelle. Ensuite, nous allons étudier ces fréquences que nous aurons trouvées.

Cette analyse nous renseigne sur la stabilité ou l'instabilité engendrées par ce régime de ciblage de l'inflation. Si cette stabilité est de moyen ou de long terme, elle témoigne de l'efficacité du régime et de sa réussite. Par contre, si la stabilité de l'inflation a un caractère de court terme, on peut conclure que le ciblage de l'inflation n'avait qu'un simple effet éphémère. Grâce à cette interprétation, nous pourrions dévoiler notre apport théorique. En effet, nous allons mettre l'accent sur la période avant le passage qualifiée de transitoire et marquée par toutes les réformes adoptées par l'économie brésilienne. Cette analyse nous permettra de juger si le ciblage d'inflation est un cadre d'analyse.

L'utilisation de l'analyse fréquentielle par le biais de l'analyse spectrale évolutive facilitera la détection de différents points de rupture structurelle. Cette analyse empirique s'inspire de la théorie d'analyse spectrale évolutive de Priestley (1965, 1966, 1981, 1996). Le choix de cette théorie est justifié par le fait qu'elle offre un cadre d'analyse permettant de détecter, de façon endogène, tous les points de changement structurel relevés durant cette période. Cet apport empirique nous aidera à détecter plus de deux changements structurels de manière endogène.

L'objectif est d'analyser l'effet de cette politique monétaire sur la dynamique de l'inflation. La méthodologie expérimentale qui sera adoptée comprend deux dimensions: une dimension temporelle et une dimension fréquentielle. Le travail comportera trois étapes: dans un premier temps, une modélisation de la série d'indices des prix à la consommation du Brésil avec une représentation spectrale évolutionnaire; dans un deuxième temps, cette série d'inflations subira une estimation de sa fonction de densité spectrale; enfin, nous allons appliquer un test défini par Ben Aissa, Boutahar et Jouini (2004). L'étude du Brésil sera conduite pour la première fois avec cette méthode, et notre contribution théorique résidera dans nos interprétations et dans nos conclusions tirées de notre démarche empirique. Enfin, nous allons conclure si cette politique de ciblage de l'inflation est un cadre d'analyse en mettant l'accent sur l'effet de ce régime sur la dynamique de l'inflation dans le cas du Brésil.

Mots-clés : ciblage de l'inflation, rupture structurelle, performance économique.

Abdelali ATTIOUI (Université Pierre-Mendès-France de Grenoble, France), *L'évaluation de la politique monétaire par les VAR: l'empirie face à l'impératif théorique*

1. Causalité monnaie-revenu et modèles VAR

Les modèles VAR (vectorielle autorégressive) ont été développés dans un contexte de vifs débats entre Tobin et Friedman sur le mode de justification de la causalité entre la monnaie et le revenu. Friedman (1958) s'appuie sur l'observation de la corrélation et de décalages temporels entre le cycle économique et la variation de la masse monétaire pour justifier l'influence causale de la monnaie sur le revenu monétaire. Il utilise cet argument pour recommander l'adoption d'une politique monétaire passive, s'appuyant sur une règle de croissance constante de la masse monétaire, et il met en garde contre l'utilisation de la politique monétaire pour la stabilisation conjoncturelle.

Tobin (1970) rejette la justification de la causalité par l'antécédence temporelle, et il développe un modèle théorique keynésien qui génère les décalages observés par Friedman, mais où la monnaie ne joue aucun rôle causal sur l'activité économique. La position de Tobin s'inscrit dans la tradition de modélisation de la Commission Cowles, pour qui la relation causale est un concept théorique et non pas empirique (Wold, 1954). Dans chaque équation structurelle du modèle, le membre de droite explique causalement la variable située à gauche. Le débat sur la question de la causalité a connu un glissement progressif au sein de la Commission Cowles vers le problème d'identification de la forme structurelle dont les paramètres sont déterminés, moyennant certaines restrictions théoriques, par l'estimation de la forme réduite (Paulré, 1985).

En s'appuyant sur le test de causalité de Granger, Sims (1972) confirme le résultat de M. Friedman et A. Schwartz (1963) relatif à l'antécédence de l'évolution du stock de la monnaie sur celle de l'activité économique. Pour Sims, l'intérêt supposé de ce concept de G-causalité est qu'il offre la possibilité de tester aisément et directement la présence d'une causalité unidirectionnelle. Mais, comme le souligne Zellner (1979), le recours à la G-causalité, sans référence à une théorie précise, donne l'impression que la causalité peut être justifiée sur la base de critères purement statistiques. Selon Hoover (2001), la G-causalité n'est ni nécessaire ni suffisante pour la causalité structurelle, et il n'existe même pas une relation simple entre les deux concepts.

Pour les économistes de la Commission Cowles, la causalité est liée à l'exogénéité, sous la condition qu'une variable exogène soit déterminée en dehors du modèle (Cooley et Leroy, 1985). Sims estime que les modèles structurels de la Commission Cowles peuvent être utilisés à des fins d'évaluation de la politique économique à condition de soumettre les hypothèses d'exogénéité des variables instruments aux tests de Granger ou de Sims. L'introduction des notions de G-causalité et de S-causalité est supposée offrir un cadre pour tester statistiquement l'hypothèse de l'exogénéité. Ainsi la monnaie est-elle considérée comme exogène par rapport au revenu si le revenu ne G-cause pas la monnaie. Mais, soucieux de la distinction entre causalité et corrélation, les chercheurs de la Commission Cowles considèrent que la présence ou l'absence d'exogénéité ne peuvent être inférées à partir des données. Ils conçoivent l'exogénéité comme une forme de restriction sur les paramètres qui est nécessaire à l'identification (Cooley et Leroy, 1985).

Christopher Sims (1980) rejette la distinction, qui est à la base de l'estimation des formes réduites, entre variables endogènes et variables exogènes sur une base théorique et introduit la modélisation VAR comme une alternative à la modélisation structurelle de la Commission Cowles. Il reproche à ces modèles économétriques de comporter trop d'hypothèses théoriques non testées empiriquement, telles que le choix des variables exogènes, l'exclusion de certaines variables des équations du modèle ou encore la nature des décalages temporels dans le cas des modèles dynamiques. Ces restrictions de spécification, sans lesquelles la forme structurelle du modèle ne serait pas identifiable, ne paraissent pas « crédibles » car elles sont imposées *a priori*. Sous de telles contraintes, la structure générale du modèle serait difficilement compatible avec les caractéristiques statistiques des données.

Pour remédier à ces problèmes, Sims propose d'estimer la forme réduite directement sous une forme générale multivariée sans autre contrainte *a priori* que le choix des variables et la sélection du nombre de leurs retards. Dans cette modélisation VAR, chaque équation est représentée par la régression d'une variable sur son passé et le passé de toutes les autres variables. Ainsi, le VAR n'a pas pour vocation de décrire des comportements économiques, mais simplement de reproduire les interdépendances dynamiques entre toutes les variables du modèle. Pour Sims, les modèles empiriques doivent constituer l'outil par lequel les théories sont confrontées à la réalité et, de fait, les unes contre les autres (Sims, 1980).

L'introduction des modèles VAR a permis d'étendre l'analyse de la causalité à la Granger à un vecteur de plus de deux variables. L'application de la méthode des VAR à un vecteur composé de la monnaie, du revenu, des taux d'intérêt et des prix permet à Sims (1980) de créer une structure causale plus complexe, à la faveur de la conception keynésienne de l'endogénéité de la monnaie. Ainsi, les effets sur le revenu qui étaient auparavant attribués à la monnaie sont maintenant essentiellement expliqués par le taux d'intérêt. Comme le remarque Granger (1969), l'omission de variables pertinentes est susceptible de provoquer une causalité fictive. Zellner (1984) explique cette omission par l'absence de considérations théoriques, qui peut également conduire à l'introduction de variables non pertinentes.

2. VAR structurels : le paradoxe de la référence à Wold

Les VAR permettent, certes, d'étudier l'antécédence temporelle d'une variable par rapport à une autre, mais cela est loin de constituer une preuve de la causalité. L'observation d'une corrélation empirique ne permet pas de savoir s'il s'agit d'une relation causale pure exprimée par l'équation théorique ou tout simplement d'un mélange combinant les effets de plusieurs relations (Meidinger, 1994). Ceci nous renvoie à la question de l'identification qui constitue un cas extrême du problème de la sous-détermination de la théorie par les données soulevé par la thèse de Duhem-Quine (Quine, 1951 ; Duhem, 1914). Cette thèse est également connue sous le nom de holisme de la confirmation, selon laquelle l'observation des données ne permet pas d'imposer une seule théorie, mais qu'il existe toujours plusieurs théories différentes qui sont toutes compatibles avec ces données (Esfeld, 2006).

Les modèles VAR se sont révélés de peu d'intérêt pour l'analyse de la politique monétaire, puisque toutes les variables sont considérées comme endogènes. Dans ces conditions, l'évaluation de la politique monétaire se fait uniquement par action sur les termes aléatoires. Ceux-ci étant en général corrélés entre eux, une transformation sur le système VAR est alors nécessaire pour pouvoir les interpréter comme des chocs exogènes dans le cadre d'un VAR dit structurel (SVAR). Parmi l'ensemble des transformations possibles, Sims (1980) propose d'éliminer les corrélations entre les chocs non orthogonaux par la formulation d'hypothèses structurelles uniquement sur les variables contemporaines.

L'évolution de la modélisation VAR conduit à une situation paradoxale où, pour justifier les restrictions d'identification utilisées, Sims (1986) se réfère à la notion de chaîne causale introduite par Wold dans le cadre des travaux de la Commission Cowles. La volonté de la méthode des VAR de s'affranchir des *a priori* théoriques s'est révélée illusoire (Pagan, 1987). L'indétermination empirique de la causalité dans un VAR, liée au problème de l'équivalence observationnelle, impose l'adoption d'un schéma d'identification sur la base d'*a priori* théorique pour identifier les chocs de politique monétaire.

Comme le soulignent Cooley et Leroy, il existe une infinité de transformations pour re-normaliser le VAR initial, qui sont toutes « observationnellement équivalentes » puisqu'elles génèrent la même distribution de probabilité pour les données. Sans référence à une théorie, le choix par le modélisateur d'un cas particulier de re-normalisation sera fait uniquement par souci de « commodité » (Cooley et Leroy, p. 72). Dans la même veine, Pagan (1987) soulève le problème de l'absence de signification économique des innovations orthogonalisées. De plus, la propagation des chocs sur les innovations dépend de la nature de l'ordre causal récursif retenu, dans le sens où un changement de cet ordre causal peut conduire à des causalités opposées (Meidinger, 1994).

3. Règle des taux d'intérêt, VAR et restrictions inter-équations

Les modèles VAR sont ensuite soumis à la critique de Lucas (1976) relative aux méthodes économétriques d'évaluation des politiques économiques. En particulier, ces modèles ne permettent pas d'évaluer les impacts économiques consécutifs à une modification dans la règle de réaction des autorités monétaires qui détermine le comportement des variables de la politique monétaire (Sargent, 1979). Il n'est pas approprié de substituer l'équation de la nouvelle règle dans le modèle VAR tout en maintenant inchangées les autres équations. En principe, celles-ci doivent également changer en raison des restrictions inter-équations imposées par la théorie économique sur les paramètres du modèle structurel (Lucas, Sargent, 1979). La justification de ces restrictions n'est pas d'origine économétrique, mais elle résulte de l'articulation qu'impose la théorie entre la formation des anticipations et les décisions d'agents optimisateurs.

La vulnérabilité de la méthode des VAR à la critique de Lucas a été mise en évidence par Benati et Surico (2009) dans le cadre du débat sur les causes de la « grande modération » aux Etats-Unis. A l'instar de plusieurs économies industrialisées, l'économie américaine a, en effet, connu une forte baisse simultanée de la volatilité de la croissance économique et de l'inflation, après ses niveaux élevés des années 70. Les facteurs avancés par la littérature économique pour expliquer cette stabilité macroéconomique sont généralement regroupés autour de deux principaux axes. D'un côté, la thèse des effets de la réduction des chocs, qualifiée d'hypothèse de la « chance ». D'un autre côté, l'importance des changements structurels au niveau de l'économie et de la politique monétaire suivie, regroupés sous le nom de « bonne politique » (ou *good policy*).

Selon l'hypothèse de la « bonne politique », la politique monétaire américaine ne fut pas suffisamment efficace dans sa lutte contre l'inflation durant les années 70, et elle serait devenue plus agressive dès le début des années 80 (Clarida *et al.*, 2000 ; Cogley et Sargent, 2005). Ce changement de comportement de la Banque centrale américaine dans la lutte contre l'inflation serait alors la cause de la « grande modération » enregistrée aux Etats-Unis. Les tenants de l'hypothèse de la « chance » considèrent que le phénomène de la « grande modération », s'explique exclusivement par la baisse de la fréquence et de l'amplitude des chocs macroéconomiques exogènes qui ont affecté les économies concernées, notamment ceux des prix des produits pétroliers. La justification de cette hypothèse s'appuie sur la méthode des modèles VAR structurels (Stock et Watson, 2003 ; Sims et Zha, 2006 ; Canova *et al.*, 2006).

Les adeptes du *good policy* rejettent ces conclusions et s'interrogent sur la capacité de la méthode des VAR structurels à rendre compte des causes de la « grande modération ». Benati et Surico (2009) estiment que, contrairement aux modèles DSGE, l'utilisation des VAR structurels ne permet pas toujours de bien identifier un changement de règle de la politique monétaire. En conséquence, l'utilisation des modèles VAR sous-estime l'importance du rôle joué par la politique monétaire et privilégie l'effet des chocs macroéconomiques. Les auteurs procèdent à une évaluation de la méthode des modèles VAR à partir d'une expérience contrôlée réalisée à l'aide d'un modèle DSGE. Le modèle VAR est estimé à partir des simulations du DSGE, considéré comme un processus générateur de données (PGD). L'hypothèse fondamentale de travail adoptée lors de l'estimation et de la calibration du modèle DSGE consiste à supposer que la période de la « grande modération » aux Etats-Unis est la conséquence exclusive du passage d'un régime de politique monétaire passive à un régime de politique monétaire active mise en place après octobre 1979.

Sous l'effet unique du changement de la politique monétaire, la simulation du modèle DSGE reproduit convenablement la transition, en termes de réduction de la volatilité des variables d'intérêt, de l'économie américaine vers la période de la « grande modération » (Benati, Surico, 2009). Toutefois, les résultats fournis par le modèle VAR estimé à partir des données engendrées par le modèle structurel sont en complet désaccord avec ce résultat. En effet, la méthode des VAR structurels s'appuyant sur ce PGD tend à expliquer le passage à la période de la « grande modération » par l'hypothèse de la « chance ». Or, par construction, l'origine des changements dans le processus générateur de données est indépendante à la fois des variations de la volatilité des chocs structurels et des modifications dans les autres paramètres

structurels des modèles qui sont non liés à la politique monétaire. Cet échec des modèles SVAR n'est pas lié à des problèmes d'estimation comme le soutient Canova (2006), mais il est la conséquence directe des restrictions inter-équations imposées par l'hypothèse des anticipations rationnelles, tel que cela a été initialement soulevé par la critique de Sargent (1979) à l'encontre des modèles SVAR.

De l'aveu même de Canova (2006), la critique de Benati et Surico va au-delà de la critique soulevée par Chari et *al.* (2005) concernant l'estimation biaisée par un VARS des réponses simulées à l'aide d'un modèle de cycles réels ou des précédentes critiques adressées à l'encontre des restrictions traditionnelles, sans référence à la théorie, utilisées pour identifier les chocs structurels dans les modèles VAR (Cooley et Leroy, 1985; Faust et Leeper, 1997; Cooley et Dwyer, 1998). La présente critique est valable même lorsque des restrictions identifiantes appropriées sont imposées, et elle montre les limites de l'utilisation de la méthode VAR, sans référence à un modèle structurel, pour l'évaluation des politiques économiques.

Mots-clés : politique monétaire, modèles VAR, causalité, identification, critique de Lucas.

Références

- BENATI L. et SURICO P. (2009), « VAR Analysis and the Great Moderation », *American Economic Review*, 99(4).
- CANOVA F. (2006), « You Can Use VARs for Structural Analyses. A Comment to VARs and the Great Moderation », sur <http://www.crei.cat/people/canova/papers.html>.
- CANOVA F., GAMBETTI L. et PAPPÀ E. (2006), « The Structural Dynamics of U.S. Output and Inflation: What Explains the Changes? », *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(2-3), 369-388.
- CHARI V.V., KEHOE P.J. et MCGRATTAN E.R. (2005), « A Critique of Structural VARs Using Real Business Cycle Theory », *Working Paper 631*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- CLARIDA R., GALI J. et GERTLER M. (2000), « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory », *Quarterly Journal of Economics*, CXV, 147-180.
- COGLEY T. et SARGENT T.J. (2005), « Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. », *Review of Economic Dynamics*, 8, 262-302.
- COOLEY T. et DWYER M. (1998), « Business Cycle Analysis without Much Theory: A Look at Structural VARs », *Journal of Econometrics*, 83, 57-88.
- COOLEY T. et LEROY S. (1985), « A Theoretical Macroeconomics: A Critique », *Journal of Monetary Economics*, 16, 283-308.
- DUHEM P. (1914), *la Théorie physique. Son objet, sa structure*, Paris, Vrin, 2^e édition.
- ESFELD M. (2006) *Philosophie des sciences: une introduction*, Presses polytechniques et universitaires romandes.
- FAUST J. et LEEPER E. (1997), « Do Long Run Restrictions Really Identify Anything? », *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 345-353.
- FRIEDMAN M. (1958), « The Supply of Money and Changes in Prices and Output », in *The Relationship of Prices to Economic Stability and Growth*, p. 241-56. U.S. Congress, Joint Economic Committee, Compendium.
- Friedman M. et Schwartz A. (1963), « Money and Business Cycles », *Review Economics and Statistics*.
- Granger C. (1969), « Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods », *Econometrica*, vol. 37 (3), p. 424-438.
- HOOVER K.D. (2001), *Causality in Macroeconomics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- LUCAS R. (1976), « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- LUCAS R. et SARGENT T. (1979), « After Keynesian Macroeconomics », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3(Spring), 1-16.
- MEIDINGER C. (1994), *Science économique: questions de méthode*, Vuibert.
- PAGAN A. (1987), « Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal », *Journal of Economic Surveys*, 1, 2-24.
- PAULRÉ B. (1985), *la Causalité en économie: signification et portée de la modélisation structurelle*, Presses universitaires de Lyon.
- QUINE W. V. O. (1951), « Two dogmas of empiricism », *Philosophical Review*, 60, p. 20-43.

- SARGENT T. (1979), « Estimating Vector Autoregressions Using Methods Not Based on Explicit Economic Theories », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3(Summer), 8-15.
- SIMS C. (1972), « Money, Income, and Causality », *American Economic Review*, vol. 62 (4), p. 540-552.
- SIMS C. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- SIMS C. (1986), « Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? », *Minneapolis Federal Reserve Bank Quarterly Review*, vol. 10 (1), p. 2-16.
- SIMS C. et ZHA T. (2006), « Were There Regime Switches in US Monetary Policy? », *American Economic Review*, 96, 54-81.
- TOBIN J. (1970), « Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc? », *Quarterly Journal of Economics* (82) 301-317.
- STOCK J. et WATSON M. (2003), *Understanding Changes in Business Cycle Dynamics*, *NBER Working Paper*, n° 9859.
- WOLD H. (1954), « Causality and Econometrics », *Econometrica*, 22, p. 114.
- ZELLNER A. (1979), « Causality in Econometrics », in K. Brunner and A.H. Meltzer (eds.), *Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy 10 (1979), 9-54.

Fadlallah ABDELLALI (Université Mohammed V-Agdal, Rabat), *Que coûtent à l'économie marocaine les mésalignements du taux de change ?*

Le niveau des mésalignements (écart entre le taux de change réel et son niveau d'équilibre) occupe une place importante dans la réflexion des acteurs économiques. Le suivi de l'évolution du taux de change et de son niveau retient toujours l'attention des autorités monétaires des pays et plus particulièrement le Maroc vu sa relation aux variables macroéconomiques. En effet, tout écart du taux de change par rapport à son niveau d'équilibre peut les affecter d'une manière significative et *in fine* impacter la situation économique globale.

Ces mésalignements créent divers problèmes, allant de l'incertitude à propos de la rentabilité de l'investissement dans le secteur des biens échangeables jusqu'à la gestion des finances publiques, de la dette extérieure, des réserves de change. La suppression des impacts des mésalignements et de l'incertitude associée aux fluctuations dans les grandes devises représente le principal objectif attendu de la gestion du taux de change.

Dans ce cadre, les impacts macroéconomiques des mésalignements du taux de change mis en évidence par la littérature empirique dépendent étroitement de la façon dont les effets sont évalués. Cela implique que, si les impacts des mésalignements du taux de change ne sont pas correctement identifiés, les implications ou les recommandations de politiques tirées d'études basées sur ces mésalignements peuvent être trompeuses.

Il est à rappeler que les effets des mésalignements du taux de change sur le niveau des prix, la politique budgétaire et monétaire, l'investissement, le commerce, la croissance, ont été traités par une nombreuse littérature théorique et empirique. Généralement, les conclusions ne sont pas consensuelles, des résultats contradictoires sont fréquents. Mais quelques points de consensus semblent émerger sur l'analyse de l'impact de la dynamique du taux de change sur l'économie nationale.

Dans cette étude d'impact, le MEGC couvre un champ d'analyse suffisamment large de ces mésalignements, sur les principales politiques structurelles (politique budgétaire et fiscale, politique commerciale, politiques sectorielles, politiques sociales, politiques de l'emploi et des changes). En outre, ils tentent d'esquisser un profil clair et aussi précis que possible de l'économie, tout en restituant les principales caractéristiques des phénomènes étudiés.

Au Maroc, la majorité des principaux modèles, qualifiés d'opérationnels, servant à répondre à des exigences de grande envergure ont été développés par des institutions publiques. A cela il faut ajouter des facteurs logistiques: des contraintes de temps important, pour développer de ce modèle, de compétences et de qualifications disponibles et de sources de données demandées que seuls des organismes publics ou de grands bureaux d'études peuvent assurer.

A cet égard, des études montrent que les mésalignements du taux de change constituent un des principaux facteurs de l'équilibre macroéconomique, si l'on accepte qu'il détermine l'insertion d'une économie dans les échanges mondiaux et dans les échanges internationaux de capitaux. Il ressort de ce genre d'analyse que l'analyse de l'impact des mésalignements est justifiée non seulement par son rôle dans la stabilité macroéconomique, mais également en tant que déterminant de la croissance car la valeur externe de la monnaie détermine la compétitivité des exportations et l'attractivité (Drabli, 2009).

Notre modèle dans cette étude est statique et retrace les interconnexions entre les différentes composantes de l'économie et le comportement des agents économiques. Il est assez agrégé au niveau des secteurs d'activité. Il a été adapté à l'appréhension du mésalignement du taux de change réel. On a utilisé la matrice officielle de 2007 établie par le HCP, adaptée à la problématique. Suivant le dimensionnement du modèle, elle regroupe quatre secteurs d'activité : l'activité primaire (agriculture et pêche), l'activité secondaire (l'industrie), l'activité tertiaire marchande et les services non marchands.

Le cœur de notre étude pour le cas de l'économie nationale se base sur le modèle walrasien, car il détermine seulement les prix relatifs et les autres variables de la sphère réelle de l'économie. Les principaux agents sont les entreprises et les ménages. On rappelle que les entreprises maximisent les profits en fonction de la technologie et des facteurs de production disponibles. Les ménages maximisent leur utilité sous contrainte de revenu, qui dépend lui-même de leur dotation en facteurs de production. Le niveau absolu des prix est sans influence, seuls comptent les prix relatifs. Par conséquent, l'hypothèse de neutralité complète de la monnaie est retenue. Ainsi, un doublement de tous les prix n'aurait aucune influence sur la sphère réelle de l'économie.

Le choc est la simulation d'un écart sur le taux de change réel, modélisée dans le modèle. L'approche en termes d'équilibre général est plus pertinente pour décrire les évolutions du change réel à long terme. Une variation du taux de change réel signifie une diminution/augmentation du taux de change réel qui commence à impacter au premier niveau le commerce extérieur. En effet, il est traduit par un renchérissement/diminution des prix extérieurs par rapport aux prix locaux. Ainsi, les facteurs de production se suffisent de deux facteurs traditionnels, le travail et le capital.

Quant aux agents économiques, ils sont au nombre de quatre, tous représentatifs : les entreprises, l'Etat, les ménages et le reste du monde. Au niveau des marchés des biens et services, ils sont représentés par les branches et les produits. Les branches d'activité sont au nombre de quatre branches : branche primaire (agriculture et pêche principalement), branche industrie, branche services marchands et branche services non marchands. Et les produits sont, également, au nombre de quatre produits : produit primaire (agriculture et pêche principalement), produit industrie, produit services marchands et produit services non marchands.

Notre modèle est d'inspiration néoclassique constitué d'un noyau walrasien stipulant que les marchés s'équilibrent simultanément via l'ajustement des prix du système. Cependant, malgré sa source d'inspiration néoclassique, la constitution théorique de ce modèle est à géométrie variable. En effet, il n'a pas une forme théorique unique au niveau de sa conception de l'économie, mais il offre l'opportunité de choix entre certaines théories alternatives tant au niveau de la formation de l'équilibre des marchés qu'au niveau des comportements des agents (ou secteurs institutionnels).

En d'autres termes, il est régi par des spécificités théoriques (de modélisation) arrêtées par le modélisateur selon sa compréhension de l'équilibre des marchés (de biens et services, des facteurs et autres pris en compte selon l'étude) et du comportement des agents qui y opèrent, dans l'économie qui est objet de l'étude. La prise en compte de ces spécificités est très importante et déterminante pour l'appréhension d'une problématique économique, tout comme pour la compréhension de la nature et de l'ampleur des résultats attendus de la simulation d'un choc (exogène ou de décision de politique économique).

Mots-clés : mésalignement, modèle d'équilibre général calculable, matrice de la comptabilité sociale, dimensionnement, calibrage, bouclage.

Références

- AGHEVLI B.B., KHAN M.S. et MONTIEL P. (1991), « Exchange Rate Policy in Developing Countries: some analytical issues », *IMF Occasional Paper*, n° 78, March.
- AGHEVLI M., KAHN L., MONTIEL S. (1991), « Exchange Rate Policy in Developing Countries: Some Analytical Issues », *IMF Occasional Paper*, Washington D.C.: International Fund, n° 25.
- ARSLAN et RAZMI (2006), « The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Export Growth: Evidence from Korean Data », *International Economic Journal*, n° 103, Autumn.
- BEN ABDALLAH et MEDDEB (2001), « Interaction entre IDE, régime de change, capital humain et croissance dans les pays émergents », *Ouverture économique et développement*, GDR, Economica, Paris.
- CHUBERT K. (1994), « Les modèles d'équilibre général calculable: une revue de littérature », *Revue d'économie politique*, n° 103.
- COUHARDE C., MAZIER J. (2000), « La détermination des taux de change d'équilibre fondamentaux: une approche simplifiés », *Economie appliquée*, tome LIII, n° 3, Déés.
- DERVIS K.J. DE MELO AND S. ROBINSON (1982), *General Equilibrium Models for Development Polic*, NewYork: Cambridge University Press.
- DEVEREUX M., YETMAN J. (2003), Etablissement des prix et transmission des variations du taux de change: théorie et vérification empirique, Bank of Canada.
- DIRECTION DES ETUDES ET DES PREVISIONS FINANCIERES (2003), *Document de travail relatif au calcul du taux de change effectif nominal et réel du dirham*, mars.
- DORNBUSCH (1976), « Exchange rate economics: Where do we stand? », *Brookings Papers on Economics Activity*, n° 1.
- DRABLI (2009), « Stabilisation and Adjustment in a small Open Economy: Ireland, 1979-1995 », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12, n° 3.
- EGERT B., LOMMATZSCH K., LAHRËCHE-RÉVIL A. (2007), *Real Exchange Rates in Small Open OECD and Transition Economies: Comparing Apples with Oranges?*, William.
- FARUQEE (1996), « Quelle stratégie de change dans les économies en développement », revue *Mondes en développement*, Montalieu.
- GARBER et SVENSSON (1995), « Interaction entre IDE, régime de change et croissance dans les pays émergents », *Ouverture économique et développement*, GDR, Economica, Paris.
- GHURA et GRENNES (1993), « The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies », *IMF Working Paper WP/94/77*, FMI.
- GIERSCH (1985), « Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates », *Working Paper* n° 4952, NBER.
- GOLDSTEIN (1986), « Exchange rate regimes and export performance of developing countries », *World Economy*, n° 23, March.
- GOLDSTEIN (1998), « On the analytical foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate », in C.P. Hargreaves ed., *Macroeconomic Modelling of the Long-Run*, E. Elgar.
- JANDAB (2011), « Choix d'un régime de change optimal et croissance économique: cas du Maroc », IX AISPE Conference The theory and practice of economic policy: tradition and change, Italy.
- LIPSCHITZ L. (1979), « Exchange Rate Policy for a Small Developing Country, and the Selection of an Appropriate Standard », *IMF Staff Papers*, n° 26, September.
- MAROUANI (2003), « Le panier de rattachement du dirham: une pondération 100% en faveur de l'euro est-elle souhaitable? », Journée organisée à l'INSEA sur le Management du taux de change au Maroc.
- MASSON P.R. and RUGE-MURCIA F. (2003), « Explaining the Transition between Exchange Rate Regimes », *CIREQ Working Paper*, n° 15, June.
- MCCARTHY J. (1999), « Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies », *BIS working papers*.
- MICHAEL et al. (1997), « The Dangers of Exchange Rate Pegging in Emerging Market Countries », *International Finance*, n° 11, October.
- MINISTERE DES FINANCES (2003), *Modèle: M3S*, Direction des Etudes et des Prévisions financières.
- MINISTERE DES FINANCES (2004), *Modèle: MODEPF*, Direction des Etudes et des Prévisions financières.
- MINISTÈRE DU COMMERCE EXTÉRIEUR (2009), *Impacts des accords de libre-échange: modèle calculable d'équilibre général: IMPALE*, Direction des Etudes, février.
- OSKOOEE (1998), « Aggregate Demand and Endogenous Growth: A Generalized Keynes – Kaldor Model of Economic Growth », *Metroeconomica*, n° 48.

- OTANI *et al.* (2003), «Growing Up with Capital Flows», *IMF Working Paper* 02/75 (Washington: International Monetary Fund).
- PATTERSON B., SIENKIEWICZ D., AVILA X. (2000), *Taux de change et politique monétaire*, série Affaires économiques, n° 232.
- QUIRK *et al.* (1987), *Sept considérations sur le choix d'un régime de change pour le Canada*, conjonctures, Banque royale du Canada, février.
- RAMEY (1994), «The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa», *Journal of Development Economics*, n° 42.
- REINHART (1999), «External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate», *Working Paper* n° 611, University of California at Berkeley, CUDARE.
- RICHARDSON J.D. (2007), *Real Financial Linkages among Open Economies*, Cambridge, MA: MIT Press.
- RIZZO (1999), «Une estimation du taux de change réel d'équilibre pour l'économie française», *Economie internationale*, n°77.
- ROGOFF (1996), «Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate», *NBER Working Papers*, n° 4119.
- SALAMNI (2007), «Politique budgétaire et taux de change réel au Maroc», Journée organisée à l'INSEA sur le Management du taux de change au Maroc.
- SAND-ZANTMAN A. (1995), «Modèles d'équilibre général calculable et répartition des revenus dans les pays en voie de développement: quelques éléments d'évaluation», Document ERUDITE n° 94-09.
- SHOVEN J.B. and WHALLEY J. (1992), *Applying general equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- STOCKMAN A.C. (1987), «The Equilibrium Approach to Exchange Rates», *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Review*, n° 73, March-April,
- SUWA A. (1991), «Les modèles d'équilibre général calculable», *Economie et prévision*, n° 97.
- THOURAYA, EL ARAJ (2004), «Taux de change réel et croissance: perspectives pour une zone euro en Méditerranée», *Revue d'économie financière*, n° 52, mars.
- VAROUDAKIS (2004), *Unemployment: Macroeconomic Performance and Labour Market*, Oxford University Press.
- VELASCO A. (1996), «Fixed Exchange rates: Credibility, flexibility and multiplicity», *European Economic Review*, n° 40.
- VILLA P. (1996), «Croissance et contrainte financière dans les pays en développement», *CEPII*, Document de travail, n° 96-11.
- WEI et PARSLEY (1995), «Properties of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate in Models of the UK Economy», *National Institute Economic Review*, n° 141, août.

MARIAM EL KASMI (Université Mohammed V-Souissi, Rabat), *Du crédit et de la transmission de la politique monétaire au Maroc: approches en données de panel*

1. Présentation générale de l'étude

La politique monétaire représente la composante essentielle de la politique économique permettant aux autorités monétaires d'agir sur la sphère réelle et de modifier les variables macroéconomiques. Cependant, l'impact de la politique monétaire sur l'économie dépend de l'efficacité des canaux de transmission de cette dernière et ainsi de la capacité des autorités monétaires à déterminer l'aptitude potentielle des canaux de transmission des impulsions monétaires. La baisse du taux d'intérêt doit s'accompagner d'une reprise des activités économiques, de la croissance et de l'emploi, alors que la hausse de ce dernier doit répondre à l'objectif final fixé, c'est-à-dire le contrôle de l'inflation ou la stabilité des prix.

Les canaux de transmission constituent les liens spécifiques par lesquels les impulsions monétaires se répercutent sur l'activité économique et, plus particulièrement, sur le niveau des prix. Ils sont variables d'une économie à l'autre et se modifient au sein d'une même économie en fonction des changements structurels. Ceci entraîne une modification dans leur capacité de transmission monétaire.

L'étude des canaux de transmission est alors capitale pour les banques centrales, car elle détermine l'efficacité de leurs décisions. Ainsi, depuis les années 90, les banques centrales se sont interrogées sur les

mécanismes de transmission de la politique monétaire. La problématique générale de la transmission est de savoir comment les impulsions monétaires décidées par la banque centrale affectent l'ensemble du secteur financier et du secteur réel de l'économie.

La vision traditionnelle de la transmission de la politique monétaire, qualifiée de *money view*, se traduit par des ajustements de portefeuille des agents, c'est-à-dire des ajustements entre monnaie et titres financiers du fait que les crédits bancaires sont considérés comme de parfaits substituts aux titres. Cet ajustement pourrait induire une modification dans l'ensemble des taux d'intérêt et donc une modification de l'investissement et, avec le mécanisme du multiplicateur d'investissement, un accroissement de la demande globale et de la production.

Outre le canal traditionnel du taux d'intérêt, la littérature développe trois autres canaux de transmission de la politique monétaire : le canal du crédit, le canal du taux de change et le canal des prix d'autres actifs.

Le canal du crédit a fait l'objet de nombreuses études théoriques et empiriques au cours des années 90 dans le cadre d'informations asymétriques sur les marchés des capitaux et des crédits. Il est présenté dans la littérature comme un canal de transmission complémentaire, qui vient renforcer et amplifier l'action du canal monétaire traditionnel : dans une économie bancarisée, les changements de taux directeurs modifient les conditions de refinancement des banques sur les marchés financiers. En particulier, un durcissement des conditions de refinancement des banques pèse sur leur activité de création monétaire, sur leur distribution de crédit et donc sur l'investissement des entreprises et la consommation des ménages. C'est ainsi que cette étude va mettre l'accent sur le rôle de l'octroi de crédit dans la transmission des impulsions monétaires.

2. Présentation méthodologique

Aujourd'hui, au Maroc comme dans d'autres pays émergents, l'analyse du canal du crédit présente un grand intérêt pour la banque centrale. Cet intérêt devient de plus en plus important dans un contexte où le crédit s'est accru fortement et où les taux ont baissé considérablement ces dix dernières années. Dans cette étude, nous tentons d'estimer empiriquement l'impact des orientations de la politique monétaire, mesurée par l'évolution des taux interbancaires, sur le crédit au secteur privé.

Une modélisation dynamique en données de panel nous est apparue comme un cadre adéquat pour analyser le canal du crédit. En effet, la structure de panel des données permet à la fois de prendre en considération l'hétérogénéité entre les banques et d'exploiter plus d'informations disponibles dans l'échantillon.

Cette étude sera articulée autour de deux axes. Dans le premier nous mettrons l'accent sur le contexte et l'évolution de la politique monétaire au Maroc, l'évolution du crédit au Maroc, les fondements théoriques et les principales études empiriques sur le canal du crédit.

Le second axe détaillera la méthodologie et les différentes approches pour analyser la dynamique de crédit dans la transmission de la politique monétaire au Maroc avec les deux modèles retenus (statique et dynamique).

Un des premiers résultats statiques préliminaires auxquels nous sommes parvenus est que l'offre de crédit est déterminée empiriquement par trois facteurs : le PIB non agricole, le taux d'intérêt et la taille bancaire. En dehors de ces trois facteurs, tous les autres facteurs identifiés dans la littérature ne semblent pas expliquer l'offre de crédit, en particulier les autres variables de bilan bancaire.

Pour mesurer l'impact de la politique monétaire sur l'offre de crédit, trois mesures de politique monétaire seront estimées : le taux-cible, le taux interbancaire et le taux des bons du Trésor à 5 ans. Il ressort des estimations statiques préliminaires que le taux-cible n'est pas significatif, contrairement au taux interbancaire et au taux des bons du Trésor à 5 ans.

Par ailleurs, les résultats préliminaires des tests non emboîtés sur les modèles statiques nous ont permis de conclure que le modèle estimé avec le taux interbancaire domine celui estimé à l'aide du taux des bons

du Trésor. Ainsi les banques sont plus attentives aux évolutions du taux interbancaire qu'aux évolutions des bons du Trésor à 5 ans. Un résultat préliminaire fiable dans la mesure où le taux interbancaire est le principal véhicule de la politique monétaire au Maroc et oriente significativement les évolutions des bons du Trésor à court terme.

Les résultats préliminaires de l'estimation dynamique nous laissent conclure que l'offre de crédit est expliquée par les taux d'intérêt retardés, l'activité non agricole retardée, le volume du crédit distribué dans le passé par la taille bancaire, la capitalisation bancaire et les variables croisées retardées mesurant l'effet conjoint de la politique monétaire et les variables du bilan bancaire. Ce résultat préliminaire de notre étude implique que le comportement des banques au Maroc diffère selon la taille, le niveau de solvabilité et de capitalisation des banques.

Mots-clés : canaux de transmission, canal du crédit, économétrie de panel, effet fixe, effet variable.

Références

- ARRAN Fernando & COUDERT Virginie et MOJON Benoît (1994), *Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE*.
- AZIZI Jamal, *Modèles vectoriels autorégressifs*, Département de la Recherche, BAM 2009.
- BENJAMIN M. Friedman et KUTTNER K. N. (1992), « Money, Income, Prices and Interest Rates », *American Economic Review*, p. 217-35.
- BERNANKE Ben S. (1990), « On the Predictive Power of Interest Rates and Interests Rates Spreads », *Working Paper* n° 3486.
- BERNANKE Ben S. et BLINDER Alan S. (1992), « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*.
- BERNANKE B.S. & GERTLER (1995), « The Credit Channel of Monetary Policy », *Journal of Economic Perspectives*.
- DRISCOLL John C. (2004), « Does Bank Lending Affect Output? Evidence from the U.S. State », *Journal of Monetary Economics*.
- GAMBACORTA Leonardo and ROSSI Carlotta (2007), « Modelling Bank Lending in the Euro Area: A Non-linear Approach », *Banque d'Italie, Working Paper* n° 650.
- GREENE William, « *Econometric Analysis for Cross Section and Panel Data* », 2^e édition.
- HANCHANE Saïd et BALSAN Didier, *Estimation et tests sur données longitudinales: le cas des panels cylindres et des panels non cylindres*, GREQAM, Marseille, Paris.
- HURLIN Christophe, « L'économétrie des données de panel Modèles Linéaires Simples », Ecole doctorale Edocif, séminaire méthodologique.
- HURLIN Christophe, MIGNON Valérie (2006), « Une synthèse des tests de Cointégration sur données de panel », novembre.
- HURLIN Christophe, MIGNON Valérie (2005), « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », janvier 2005.
- KASHYAP A. and STEIN J. (1993), « Monetary Policy and the Bank Lending Channel », National Bureau of Economic Research, *Working Paper* n° 4317.
- KASHYAP A. and STEIN J. (2000), « What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? », *The American Economic Review*.
- KIERZENKOWSKI Rafal (2001), *le Canal étroit du crédit: une analyse critique des fondements théoriques*, CREFED Université Paris Dauphine, Allocataire de recherche.
- KOKSØRENSEN Christoffer, IBÁÑEZ David Marqués and ROSSI Carlotta (2009), « Modelling Loans to Non-financial Corporations in the Euro Area », *European Central Bank Working Papers*, n° 989.
- LARDIC Sandrine, MIGNON Valérie, *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, Paris, avril 2002.
- LOUPIAS Claire, SAVIGNAC Frédérique and SEVESTRE Patrick (2001), « Monetary Policy and Bank Lending in France: Are There Asymmetries? », *European Central Bank Working Papers*, n° 101.
- MELZER Christian (2007), *The Importance of Bank Loan Supply for Real Economic Activity in the Euro Area: A Panel Data Analysis*, University of Bonn.

- MESONNIER Jean-Stéphane (2005), *Capitalisation bancaire et transmission de la politique monétaire: une revue*, Banque de France, Service d'études sur les politiques monétaire et financière, 41-1422.
- MISHKIN Frederic S. (1996), *les Canaux de transmission monétaire: leçons pour la politique monétaire*, Banque fédérale de réserve de New York, Graduate School of Business, Université Columbia et National Bureau of Economic Research.
- MISHKIN Frederic S. (1996), «Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy?», National Bureau of Economic Research, *Working Paper* n° 5464.
- SAÏDI Youssef, *Modèles vectoriels à correction d'erreur*, Département de la Recherche, BAM 2009.
- SCIALOM Laurence (2007), *Economie bancaire*, troisième édition, Repères, Paris, septembre.
- SMAL M.M. and DE JAGER S. (2001), «The Monetary Transmission Mechanism in South Africa», *Occasional Paper*, n° 16.
- STOCK James H. et WATSON Mark W., «New Indices of Coincident and Leading, Economic Indicators», in *NBER Macroeconomics Annual*, 4, p. 351-394.

Ouiam AHALLAL (Université Mohammed V-Souissi, Salé), *Analyse du pass through du taux de change vers les prix domestiques au Maroc*

Résumé

La mesure dans laquelle les variations du taux de change affectent les prix a provoqué un débat économique très enrichissant et a conduit à un certain nombre de conclusions, comme en témoigne la littérature empirique sur ce sujet. Ainsi, étendre ce débat et tester ses conclusions pour le cas du Maroc constituent quelques-unes des raisons de mettre en œuvre cette étude au sein de la Banque centrale marocaine.

L'objectif essentiel de ce travail consiste à analyser théoriquement et examiner sur le plan empirique les incidences des variations du taux de change sur l'inflation en décrivant la nature et l'intensité de la relation entre le taux de change effectif nominal et l'indice des prix à la consommation dans l'économie marocaine. Plus particulièrement, ce papier s'est fixé pour objectif d'évaluer le coefficient *pass through* du taux de change vers les prix domestiques et de fournir quelques éléments explicatifs de son évolution dans le temps.

Le *pass through* a été estimé d'abord pour la période 1981-1996 puis pour la période 1981-2012. Nos résultats ont montré que ledit coefficient subit une déclinaison en passant du premier échantillon au deuxième, à l'instar de plusieurs pays avancés et émergents qui ont enregistré une baisse du *pass through* dans le temps. A noter que les échantillons sélectionnés pour la réalisation de ce travail se différencient en termes d'amplitude et de caractéristiques.

Enfin, une vérification empirique et théorique de la baisse du degré de transmission du taux de change vers l'inflation a été faite dans le cadre de notre économie à travers une analyse des faits stylisés des principaux facteurs ayant contribué à ce phénomène.

Mots-clés : inflation, taux de change, *pass through*, VAR, régime de change flexible, ciblage d'inflation.

Abstract

The extent to which changes in exchange rates affect prices has brought a very large economic debate and come with a number of conclusions as reflected in the empirical literature. Thus, Moroccan Central Bank is aware that extending the debate and testing these conclusions for the Moroccan case matters while working up an economic policy. Therefore, the main aim of this work is to analyze by both theoretical and empirical ways how exchange rate changes affect inflation. More exactly, this paper's goal is to evaluate the degree of pass-through of exchange rate to domestic prices and provide some elements to explain its evolution along time.

Furthermore, we estimated the Pass-through for the first period (1981-1996) then 1981-2012 period. Our results showed that the degree had declined between the two samples which is the case of the most of developed and emerging countries that have been studied. Other than that, the samples selected for the realization of this work are different in magnitude and characteristics.

Finally, we performed theoretical and empirical verifications of the decline in the level of transmission of exchange rate shocks to inflation as part of our analysis about the stylized facts of the main factors contributing to this phenomenon.

1. Présentation et méthodologie de l'étude

Le processus d'intégration du Maroc dans l'économie mondiale exige une grande disposition à l'adaptation aux normes standards régulant le marché international. Il est donc nécessaire pour le Maroc de préparer une plateforme adéquate afin d'assouplir la transition vers l'ouverture et limiter les effets néfastes qui pourraient en résulter. Dans ce sens, afin d'assurer une stabilité macroéconomique parallèlement à ladite intégration, BAM a jugé nécessaire de se préparer à l'adoption d'une politique de ciblage de l'inflation.

La politique de ciblage de l'inflation veillera, en premier lieu, sur la stabilité des prix, ce qui permettrait de maintenir l'inflation sous contrôle. Parallèlement, la transition vers un ciblage de l'inflation nécessitera également la migration vers un régime de change plus flexible, l'ancre nominale de substitution devenant dans ce cas l'inflation.

De surcroît, le maintien du taux d'inflation dans un intervalle prédéfini demeure un objectif qui ne peut être atteint sans avoir étudié les effets de choc du taux de change qui lui est relié. Il est donc nécessaire d'estimer du degré de transmission des chocs du taux de change vers les prix intérieurs. C'est dans ce cadre que s'inscrit l'objectif de cette étude.

Ce document sera ainsi axé sur l'estimation du *pass through* du taux de change vers l'inflation. Nous nous attachons donc à l'appréhension et à la quantification du risque engendré par les mouvements du taux de change. A cet effet, nous allons procéder par la méthode des modèles vectoriels autorégressifs (VAR) dont le choix sera justifié par la suite.

Notre travail sera articulé autour de trois axes

Après avoir présenté, en bref, l'économie marocaine ainsi que ses principales caractéristiques, nous allons passer en revue les différentes théories macroéconomiques traitant de l'inflation et du taux de change pour survoler par la suite la littérature du *pass through* du taux de change à partir des études empiriques et théoriques antérieures.

En deuxième lieu, nous allons traiter l'aspect empirique de notre problématique. Ainsi, nous allons exposer, dans un premier temps, la théorie ainsi que les aspects pratiques de la méthodologie VAR. La mise en œuvre de cette méthodologie fera appel au traitement des variables que nous allons présenter avant d'analyser de façon empirique, à travers les modèles VAR et les fonctions de réponse impulsionnelles, la transmission des chocs du taux de change vers les prix à la consommation représentés par l'IPC. Enfin, on procédera à l'interprétation et à l'explication des résultats obtenus dans la section précédente en examinant les facteurs explicatifs principaux, pour terminer notre étude par des remarques conclusives.

2. Description de la base de données

Indice des prix à la consommation (IPC). Le Haut Commissariat au Plan (HCP) a mis en place, en décembre 2012, un nouvel indice des prix à la consommation qui remplace l'indice du coût de la vie (ICV). Le nouvel indice tient en compte certaines caractéristiques qui étaient absentes dans le calcul de l'ICV. En effet, l'IPC prend en considération l'ensemble de la population urbaine sur 17 villes, en omettant la contrainte de « condition de vie moyenne ». L'IPC est lié par définition à l'inflation par la formule :

$$F = 100 \times \frac{IPC(\text{période } n) - IPC(\text{période } (n-1))}{IPC(\text{période } (n-1))}$$

où :

F est le taux d'inflation de la période n ;

IPC est l'indice des prix à la consommation à la période n .

Taux de change effectif nominal (TCEN). Nous avons choisi le TCEN pour éliminer les variations de prix et ne garder que les chocs émanant des variations nominales du taux de change. Nous notons aussi que le choix du TCEN, au lieu d'un taux de change bilatéral, a été adopté, car le TCEN permet de tenir compte du poids de chaque pays partenaire ou concurrent dans la détermination du cours du dirham. La présentation de la méthode de calcul du TCEN s'avère importante. Le TCEN se calcule avec la formule :

$$TCEN = 100 \times \Theta_{i=1}^n (e_{it})^{poids_i}$$

où :

n est nombre de pays ;

$e_{it} = E_{it}/E_{i0}$ est l'indice du taux de change à la période t rapporté au taux de change à la période de base $t = 0$;

E_{it} est la valeur en monnaie du i^e pays partenaire du dirham au temps t ;

$poids_i$ est le coefficient de pondération relatif au i^e pays, tel que : $\sum_{i=1}^n poids_i = 1$;

Θ est la moyenne géométrique.

Output gap du PIB réel non agricole (Gapna). Défini comme la différence entre le PIB réel et son niveau potentiel (que nous allons estimer), l'*output gap* sera utilisé comme une proxy-variable de la demande qui permettrait d'évaluer l'impact d'un choc de demande dans le modèle. Afin de mieux refléter les variations de la demande, il a fallu éliminer la composante agricole du PIB, qui est excessivement erratique et traduit plutôt un choc d'offre, et ne retenir que le PIB réel non agricole.

Estimation du PIB potentiel. L'estimation du PIB potentiel s'obtient à partir de la tendance que représente la série de données du PIB réel. Cependant, l'insuffisance que représente la méthode des moyennes mobiles pour la détermination du PIB potentiel, particulièrement dans le cas du Maroc, du fait qu'elle élimine tout effet de conjoncture ainsi que des chocs multiples que le PIB marocain subit, nous ramène à utiliser la méthode de Hodrick-Prescott qui impose que l'écart à la tendance soit limité par une part bien déterminée de la progression conjoncturelle. L'*output gap* non agricole sera donc généré en utilisant la formule :

$$Output\ gap = (PIB\ réel - PIB\ potentiel) / PIB\ potentiel \times 100$$

Le prix du baril du pétrole à l'international (Brent). L'introduction de cette variable est justifiée également par le motif de compléter la spécification du modèle pour une petite économie ouverte telle que le Maroc. Le prix du baril représente un choc d'offre extérieur qui s'ajoute aux chocs représentés par les autres variables, notamment ceux de la demande et du change. Une variation des prix des matières pétrolières va ainsi affecter les coûts de production et par conséquent les prix à la consommation ainsi que la valeur des importations et donc la balance commerciale.

Le trend. En plus des variables introduites dans les présents modèles, nous avons opté pour l'ajout de la variable trend qui traduit le caractère stationnaire des séries chronologiques en première différence. En effet, les t-stats réclament d'intégrer un trend parmi les variables exogènes du modèle.

Références

ALTISSIMO F., EHRMANN M. et SMETS F., *Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area : a Summary of the IPN Evidence.*

BALDWIN R.E. (2003), *Openness and Growth : What's the Empirical Relationship ?*

Banque centrale européenne (2005), *Measuring inflation persistence a structural time series approach*, juin.

- BLOT C., *Dynamique du taux de change et transmission internationale des chocs monétaires et budgétaires: une application à l'euro/dollar*.
- BOURBONNAIS, *Econométrie*, Manuel et exercice corrigés, 7^e édition Dunod.
- CLARIDA R. et WALDMAN D. (2007), *Is Bad News about Inflation Good News for the Exchange rate?*
- CORRINNE H. et MCCAULEY R.N. (2003), *Living with Flexible Exchange Rates: Issues and Recent Experience in Inflation Targeting Emerging Market Economies*, BIS.
- DEPF (1996), *Croissance tendancielle de l'économie marocaine*, juin.
- DEPF (1997), *la Compétitivité Economique du Maroc dans le nouveau contexte de libéralisation des échanges*.
- DOSSCHE M. et EVERAERT G. (2005), *Measuring inflation persistence: a structural time series approach*, National Bank of Belgium.
- DPEG (2003), *Calcul du taux de change effectif nominal et réel du dirham*, mars.
- DPEG (2004), *Opportunités de mise en œuvre d'une politique de ciblage d'inflation au Maroc*.
- ELDER J. (2003), « An Impulse-Response Function for a Vector Autoregression with Multivariate GARCH-in-Mean », *Forthcoming Economics Letters*.
- FMI (2005), *Moving to a Flexible Exchange Rate How, When, and How Fast?*
- FMI (2006), *Fiscal Determinants of Inflation: A Primer for the Middle East and North Africa*.
- FMI, *Pass-through of External Shocks to Inflation in Sri Lanka*.
- GOLDFAJN I. et WERLANG S.C. (2000), *The Pass-through from Depreciation to Inflation: a Panel Study*.
- GOUX J.F. et CORDAHI C. (2006), *la Transmission internationale des chocs monétaires en économie dollarisée: le cas des Etats-Unis et du Liban*.
- GRELLET G. (2003), *Econometrie*.
- HAIRAULT J.O. et SOPRASEUTH T. (2003), *Exchange Rate Determination in a Model of Pricing-to-Market and Non Tradeables*.
- HAMISULATAN H., *Modèles à correction d'erreur et application*.
- HANSEN B.E. (1999), *The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model*.
- HASLAG J. H., *Pricing to Market when Exchange Rate Changes and Output Level Matters, Output Level Matters*.
- JEBALI S., MOULAH T. et MOUHA M.S., *Taux de change et inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change: cas de la Tunisie*.
- JIN-LUNG Lin (2006), *Teaching Notes on Impulse Response Function and Structural VAR*.
- KANG K.H., KIM C.J. et MORLEY J. (2012), *Changes in U.S. Inflation Persistence*.
- KHUNDRAPAM J.K. (2007), *Economic Reforms and Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices in India*, BIS.
- KOZICKI S., TINSLEY P. A., *les Sources de la persistance de l'inflation*.
- KRUGMAN P. (1986), « Pricing to Market when the Exchange Rate Changes », *Nber Working Paper Series*.
- LUBRANO M. (2008), *Tests de Racine Unitaire*.
- LUYINDULADIO MENGA E., *Degré de répercussion du taux de change sur l'inflation en République démocratique du Congo de 2002 à 2007*.
- MCCARTHY J. (1999), « Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies », *BIS Working Papers*.
- MCCARTHY J. (2006), *Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies*.
- MELKA J., *Comment les comportements de pricing-to-market affectent l'impact d'une dévaluation sur la balance commerciale: une étude empirique sur le cas allemand*.
- MENDES R. et MURCHISON S. (2010), *la Baisse du degré de persistance de l'inflation au Canada: causes et conséquences, département des Analyses de l'économie canadienne*.
- PATTERSON B., SIENKIEWICZ D. et AVILA X. (2000), *Taux de change et politique monétaire, série Affaires économiques*.
- PERSPECTIVES ECONOMIQUES DE L'OCDE, *Evolution des prix du pétrole: moteurs, conséquences économiques et ajustement des politiques*.
- RAZAFINDRABE T. (2008), *Exchange Rate Pass-Through pour la France*.
- ROWLAND P., *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Case of Colombia*.
- SABISTON D.R. (2001), *le Pass-through du taux de change: un survol de la littérature*.
- SAVASER T. (2006), *Exchange Rate Response to Macro News: Through the Lens of Microstructure*.
- TAVERA C., *le Modèle VAR stationnaire "standard"*.

Youssef SAÏDI (Bank Al-Maghrib), *Spillovers de rendement et de volatilité dans le marché boursier marocain durant la crise financière*

Résumé

En utilisant des modèles de type VAR BEKK-GARCH bi-variés, les effets d'entraînement (*spillovers*) de rendement et de volatilité entre le marché boursier marocain et les marchés boursiers de plusieurs pays développés (Etats-Unis, France, Allemagne et Royaume-Uni) sont analysés. Les tests empiriques réalisés révèlent un renforcement des liens de causalité entre le marché financier marocain et ceux des quatre autres pays considérés durant la période 2009-2012.

Mots-clés : modèles GARCH multivariés, *spillover* de rendement et volatilité.

Fatima-Zahra ZERRAB (Université Mohammed V-Souissi, Salé), *Pression fiscale, compétitivité et croissance économique : étude comparative en données de panel par rapport à la région MENA*

1. Présentation de l'étude

Dans le nouveau contexte de l'économie internationale, les Etats redécouvrent les vertus de la réglementation de l'économie dépassées par la logique du marché, notamment dans le domaine fiscal. L'incitation en matière d'investissement constitue une réalité récente, c'est du moins ce que beaucoup pensent depuis que le capitalisme est devenu la principale forme structurant les sociétés humaines, en matière de politique économique ou sociale.

Les mesures fiscales trouvent leur justification dans les effets positifs multiples supposés être engendrés par leurs institutions. Ces effets englobent, la dynamisation de l'activité économique, les externalités positives dans le cas de nouveaux investissements et une amélioration des conditions de vie dans le cas d'incitations à objectifs sociaux. Elles constituent également une solution alternative à celle qui consiste à améliorer le climat des affaires, nécessitant généralement des réformes profondes et difficiles. Dans ce registre, il est à rappeler que la politique fiscale nationale dans son évolution est passée par trois phases principales.

La première, précédant l'adoption du Programme d'ajustement structurel, est marquée par la suprématie de l'intermédiation de bilan et l'intervention directe des autorités fiscales basée essentiellement sur les mesures quantitatives.

La deuxième, qualifiée de phase de réformes suite à la mise en œuvre du Programme d'ajustement structurel, a été caractérisée par un mouvement progressif vers une politique fiscale fondée sur les mécanismes de marché.

La troisième phase, qui a traduit l'orientation vers une régulation monétaire indirecte à travers la rénovation des modalités d'intervention de l'Etat, a été couronnée par l'introduction en 1995 des procédures d'incitation fiscale.

Quant aux motivations de ce réaménagement, on peut distinguer entre, d'une part, les motivations d'ordre interne liées aux limites de la conjoncture nationale et à la perte de son efficacité suite au processus d'innovation financière et, d'autre part, les motivations externes inhérentes au mouvement international d'abandon des techniques d'intervention directe en faveur des procédures d'incitation fondées sur les mécanismes de marché.

Par conséquent, cette nouvelle politique fiscale dans un contexte de libéralisation commerciale a des conséquences importantes sur l'allocation des ressources, la rémunération des facteurs et la structure de la consommation des différents groupes de ménages. Or ces effets n'ont pas suffisamment retenu

l'attention des autorités qui ont été plutôt préoccupées par les répercussions budgétaires des réformes fiscales envisagées.

De ce fait, la question qui se pose est la suivante.

La fiscalité au Maroc veille-t-elle à la compétitivité et à la croissance économique par rapport aux pays de la région MENA ?

Autrement dit, la fiscalité indirecte constitue-t-elle une force paralysante à la croissance économique au Maroc par rapport aux pays de la région MENA? La fiscalité constitue-t-elle, parmi d'autres, un moyen efficace pour une dynamique compétitive par rapports aux pays de la région MENA ?

2. Les principes théoriques de la politique fiscale

Les théories de la taxation et de la croissance économique sont complémentaires, même si la première est consacrée plutôt à l'analyse des préférences et des contraintes budgétaires des ménages, et la deuxième à la production et aux innovations. En effet, il existe toute une branche de travaux analysant les conséquences d'une réforme fiscale qui consiste à modifier les impôts sur le capital et le travail, de sorte à garder le budget de l'État équilibré sur le bien-être ou sur le taux de croissance de l'économie.

Les économistes sont d'accord pour dire que, pour atteindre certains objectifs économiques, il peut être intéressant de mettre en œuvre des politiques fiscales. Toutefois, certains auteurs restent réservés sur l'efficacité de la politique fiscale pour "booster" la croissance économique. M. Friedman écrit: «Il apparaît à l'évidence que si l'on accroît la fiscalité [...] il en résulte incontestablement une réduction du revenu disponible de ceux qui sont frappés par cet impôt, une baisse des ressources qu'ils peuvent affecter à leurs dépenses et, par voie de conséquence, une diminution de la demande globale [...] Mais ce qui me stupéfie, c'est que la croyance si répandue de la politique fiscale [...] ne repose sur aucune preuve, quelle qu'elle soit. »

Jean Bodin est l'un des premiers économistes à s'intéresser à la question de la fiscalité, suivi par d'autres auteurs qui se sont intéressés surtout au rôle financier de la fiscalité. Ce n'est qu'après la naissance de l'école classique que la fiscalité a été perçue comme étant un élément qui peut avoir un impact sur l'activité économique. Cependant, le rôle de la fiscalité a été différemment traité selon les écoles de pensée.

Selon les classiques, l'intervention de l'Etat est neutre. Une intervention étatique ne fait qu'entraver la bonne marche de l'économie. Ils préconisaient de minimiser les prélèvements fiscaux ainsi que les dépenses publiques. Ricardo s'est basé sur le rôle néfaste des prélèvements fiscaux sur la croissance en Angleterre entre 1793 et 1815: («il faut reconnaître que sans les prélèvements de l'impôt, cet accroissement de la richesse eût été bien plus rapide») pour montrer que les prélèvements fiscaux entravent la croissance économique. Ainsi, les classiques étaient catégoriquement opposés à toute intervention de l'Etat dans l'économie.

Il a fallu attendre le 20^e siècle pour assister à une remise en cause de cette conception par l'économiste anglais, John Maynard Keynes. La conception keynésienne de la fiscalité découle de la théorie des multiplicateurs développée par lui-même dans la théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie. Selon cette théorie, le multiplicateur des impôts est le rapport entre la valeur négative de la propension marginale à consommer et la propension marginale à épargner.

Deux économistes, Eric M. Engen et Jonathan S. Skinner, ont montré que la fiscalité affecte négativement la croissance économique, tout en se basant sur le modèle de Solow dont le taux de croissance économique dépend du capital physique et du capital humain disponible ainsi que de l'évolution de leur productivité. La théorie de la fiscalité repose sur un petit nombre de théories fondamentales:

1. La règle de Ramsey: pour lever une somme donnée en limitant les pertes d'efficacité économiques, mieux vaut imposer des bases peu élastiques, c'est-à-dire des bases peu réactives à la fiscalité. En effet la perte sociale liée à l'impôt est liée à la réduction des transactions privées qu'elle engendre. Cette

perte sociale dépend du carré du taux d'imposition. L'impôt idéal est donc un impôt à taux faible appliqué à une base fiscale large et peu élastique.

2. La courbe de Laffer: en deçà d'un certain seuil d'imposition, une hausse du taux d'imposition accroît les recettes fiscales; mais au-delà de ce seuil, une hausse supplémentaire du taux d'imposition réduit les recettes. Cette relation en cloche entre le taux d'imposition et les recettes fiscales résulte mécaniquement de la rétractation de la base fiscale lorsque le taux d'imposition augmente. A la limite, pour un taux d'imposition de 100%, les recettes fiscales sont nulles car l'assiette s'est évanouie. En général, la fiscalité se trouve du côté croissant de la courbe de Laffer.
3. La fiscalité optimale: le profil optimal des taux marginaux d'imposition en fonction des revenus est généralement décroissant pour les deux raisons suivantes:
 - imposer l'ensemble des individus permet de maximiser les recettes fiscales;
 - la décroissance des taux marginaux permet de ne pas décourager les individus à travailler davantage, quel que soit leur revenu de départ, tandis que la perte fiscale liée à la baisse des taux marginaux est de plus en plus faible à mesure que le nombre d'individus diminue.
4. L'incidence fiscale: la fiscalité ne pèse pas nécessairement sur l'entité physique ou morale qui verse le montant de l'impôt à l'autorité fiscale; elle pèse en réalité sur les bases fiscales les moins élastiques, et la charge peut être transférée d'un marché à l'autre, en particulier du marché du capital au marché du travail.

Mots-clés: pression fiscale, panel dynamique à effets variables, courbe de Laffer.

Références

- ABOUC M. (1981), «Etude économétrique de l'efficacité de la politique fiscale au Maroc 1964-1976», mémoire de DES, Poitiers.
- ALBANESI S. and SLEET C. (2006), «Dynamic Optimal Taxation with Private Information», *Review of Economic Studies*.
- ATKINSON A.B. and STIGLITZ J.E. (1972), «The Structure of Indirect Taxation and Economic Efficiency», *Journal of Public Economics*.
- AUERBACH A.J. and HINES J.R. (2002), «Taxation and Economic Efficiency», *Handbook of Public Economics*.
- BÉNABOU R. (2002), «Tax and Education Policy in a Heterogenous Agent Economy: What Levels of Redistribution Maximize Growth and Efficiency?», *Econometrica*.
- BENSALAH ZEMRANI Anas (1982), *la Fiscalité face au développement économique et social du Maroc*, Editions La Porte.
- BURDA Michael, WYPLOSZ Charles, HOUARD Jean, *Macroéconomie: une perspective européenne*.
- CHAMLEY C. (1985), «Efficient Taxation in a Stylized Model of Intertemporal General Equilibrium», *International Economic Review*.
- CHAMLEY C. (1986), «Optimal Taxation of Capital income in General Equilibrium», *Econometrica*.
- CHAMLEY C. (2001), «Capital Income Taxation, Wealth Distribution, and Borrowing Constraints», *Journal of Public Economics*.
- CHARI V.V. and KEHOE P.J. (1999), «Optimal Fiscal and Monetary Policy», *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier.
- COLEMAN II W. J. (2000), «Welfare and optimum dynamic taxation of consumption and income», *Journal of Public Economics*.
- DE HEK P.A. (2006), «On taxation in a Two-sector Endogenous Growth Model with Endogenous Labor Supply», *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
- Dumas Georges (2001), *Politique fiscale: le naufrage*, édition l'Harmattan.
- EL M'KADDEM A. et Anoune H. (1997), «Innovations financières, demande de monnaie et politique monétaire au Maroc», *Annales marocaines d'économie*, n° 21.
- GOLOSOV M., KOCHERLAKOTA N. and TSYVINSKI A. (2003), «Optimal indirect and capital taxation», *Review of Economic Studies*.
- GUO J.T. and LANSING K.J. (1999), «Optimal Taxation of Capital Income with imperfectly competitive product markets», *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- JESS Benhabib and RUSTICHINI Aldo (1997), «Optimal taxes without commitment», *Journal of Economic Theory*.

- JONES L., MANUELLI R.E. and ROSSI P. (1993), « Optimal taxation in models of endogenous growth », *Journal of Political Economy*.
- LAHAYVILLE Didier (1987), *la Courbe de Laffer: essai d'appréciation empirique*.
- LANDAIS Bernard (1998), *Leçons de politique budgétaire*, édition Balises.
- LANSING K.J. (1999), « Optimal redistributive capital taxation in a neoclassical growth model », *Journal of Public Economics*.
- Mino K. (1996), « Analysis of a Two-sector Model of Endogenous Growth with Capital Income Taxation », *International Economic Review*.
- N'GAKOSSO Antoine (2009), *Corruption, fraude, évation fiscale et croissance*.
- PONSARD C. (1958), *Histoire des théories économiques spatiales*, Paris, Armand Colin.
- PONSARD C. (1988), *Analyse économique spatiale*, Paris, Presses universitaires de France.
- PUU T. (1991), *Nonlinear Economic Dynamics*, Berlin, Springer-Verlag.
- RABOY G. (2001), *Economie de l'offre*, Paris, Economica.
- RAMSEY F.P. (1927), « A Contribution to the Theory of Taxation », *Economic Journal*.
- ROBERTS B.M. (1994), « Calibration Procedure and the Robustness of CGE Models: Simulations with a Model for Poland », *Economics of Planning*.
- SALANIE Bernard (2002), *Théorie économique de la fiscalité*, Economica.
- SANDMO A. (1976), « Optimal Taxation in the Presence of Externalities », *Swedish Journal of Economics*.
- SCHMIDT G.W. (2003), *Dynamics of Endogenous Economic Growth: a Case Study of the Romer Model*, Amsterdam, Elsevier.
- SMITH Adam (1776), *Recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations*.
- STIGLITZ J.E. (1987), « Pareto Efficient and Optimal Taxation and New Welfare Economics », *Handbook of Public Economics*.
- ULLIMO Y. (1987), « Innovations financières, fiscalité, politique économique », *Revue d'économie financière*, n° 2.
- ZEJLI A. (1984), « Demande de monnaie », *Savings and Development*, n° 1.

ACADÉMIE HASSAN II DES SCIENCES ET TECHNIQUES

Km 11, avenue Mohammed VI, Rabat

Tél.: (212) 537 75 01 79/75 81 71/63 53 76/63 53 77 • Fax: 05 37 75 81 71

e-mail: acascitech@menara.ma • site: www.academie.hassan2.sciences.ma