

# Pertinence d'une règle de type Taylor dans la politique monétaire active de Bank Al-Maghrib

## Résumé

*L'objet de cet article consiste à s'interroger sur la mise en place par la banque centrale du Maroc d'une règle de type Taylor dans sa politique monétaire active. Pour cela, nous avons procédé à l'estimation, par la méthode des moments généralisés, des versions simples et augmentées de la règle de Taylor sur la période 1995-2009. Nos résultats infirment l'utilisation par la Banque centrale du Maroc d'une telle règle. L'objectif opérationnel des autorités monétaires est de réguler la liquidité du marché monétaire en pesant sur le taux d'intérêt interbancaire au jour le jour. Nous privilégions l'hypothèse d'une politique monétaire discrétionnaire.*

**Mots-clés :** règle de Taylor, politique monétaire, Maroc.

**Codes JEL :** E 52, E 58

## Abstract

*The purpose of this work is to question the establishment by the Central Bank of Morocco in a Taylor-type rule in its active monetary policy. For this, we conducted the estimation, by the generalized moment method, of basic and augmented versions of the Taylor rule over the period 1995-2009. Our results invalidate the use by the Central Bank of Morocco such a rule. The operational objective of monetary authorities is to regulate money market liquidity by influencing the interbank interest rate daily. We favor the hypothesis of a discretionary monetary policy.*

**Nicolas Moumni \***  
**Salma Dasser \*\***

\* Université de Picardie  
Jules Verne-CRIISEA,  
Amiens  
(nicolas.moumni@u-picardie.fr)

\*\* Université  
Mohammed V-Agdal,  
Rabat  
(salmadasser@fsjesr.ac.ma)

## Introduction

A l'instar des Banques centrales des pays développés, la Banque centrale du Maroc (Bank Al-Maghrib) a, depuis les décennies 80-90, modernisé les instruments de sa politique monétaire, joué un rôle important dans la réforme des marchés monétaire et financier et dans la restructuration et la concentration du secteur bancaire au Maroc, en vue d'une plus grande concurrence.

Etant donné le nouveau cadre, les interventions de la Banque centrale ont évolué d'un contrôle basé sur des méthodes directes, comme l'encadrement du crédit et le refinancement automatique des banques par le réescompte, au contrôle indirect, par les taux d'intérêt directeurs notamment. Depuis son autonomie, acquise en 2006, Bank Al-Maghrib (BAM) suit le standard des pratiques internationales consistant à chercher à orienter la liquidité bancaire, principalement en vue d'assurer la stabilité des prix.

Dans ce « petit pays ouvert » (*small open country*), où environ la moitié de la population est encore rurale et dont le financement de l'économie est très largement dominé par le secteur bancaire, cette modernisation des pratiques s'est-elle accompagnée d'une mise en place, par BAM, d'une règle de type Taylor dans la politique monétaire active *via* les taux d'intérêt?

Du point de vue académique, après l'échec du corpus keynésien dans l'explication de l'inflation mondiale des années 70, la nouvelle économie classique, qui s'appuie sur les anticipations rationnelles (Muth, 1961) et qui met l'accent sur l'imperfection de l'information pour expliquer la conjoncture économique, a remis en question la courbe de Phillips et a conclu à l'inefficacité des politiques, budgétaire et monétaire, discrétionnaires de stabilisation macroéconomique conjoncturelle.

Sur le plan théorique, la remise en cause de la politique monétaire discrétionnaire par les prix Nobel d'économie Kydland et Prescott (1977), du fait de l'incohérence temporelle qu'elle entraîne, a mis en avant l'efficacité et la crédibilité de la politique monétaire comme justification à la mise en place d'une politique de règle monétaire.

En effet, depuis la décennie 80, les nouveaux développements macroéconomiques recommandent au décideur public, dans les pays développés, de soumettre le *policy mix* à un « corset » de règles pour la maîtrise de l'inflation et du déficit public. Ces règles fixes seraient le gage de la crédibilité des autorités monétaires et de l'Etat.

Depuis 1998, le Maroc n'échappe pas à ces pratiques, devenues quasi universelles, affichant, à l'exemple de l'Union européenne et de la BCE, des objectifs du déficit public à 3 % du PIB et du taux d'inflation autour de 2 %.

L'objet de ce travail est justement de s'interroger sur la pertinence de la construction de la fonction de réaction de BAM à travers une règle de type Taylor, dans un pays où le secteur informel de l'économie représenterait près de 20 % du PIB et où le taux de bancarisation n'excède pas 47 % dans les grandes villes.

A cette fin, nous consacrons une première section à la justification de la règle de politique monétaire et à sa modernisation par BAM. Nous entreprenons, dans la deuxième section, un essai sur la détermination d'une règle de politique monétaire active à la Taylor, à l'aide de données trimestrielles sur la période 1995-2009. Les estimations des différentes versions de la règle de Taylor seront menées par la méthode des moments généralisés (MMG), qui s'avère être la plus appropriée, étant donné les caractéristiques statistiques des séries utilisées.

## 1. Justifications de la politique de règle monétaire

### 1.1. Importance des anticipations

Le débat sur le rôle actif de la monnaie en économie occupe, depuis le 16<sup>e</sup> siècle, une place capitale dans les milieux académiques. Dans les années soixante, la question de l'impact de la monnaie sur l'économie s'est de nouveau posée avec les travaux de Friedman et Schwartz (1963) sur le *Real Business Cycle* (RBC) qui n'accordent pas de rôle crucial à la politique monétaire.

Aussi la nouvelle économie classique, qui s'appuie sur les anticipations rationnelles (Muth, 1961) et qui met l'accent sur l'imperfection de l'information pour expliquer la conjoncture économique, a-t-elle remis en question la courbe de Phillips et a-t-elle conclu à l'inefficacité des politiques, budgétaire et monétaire, discrétionnaires de stabilisation macroéconomique conjoncturelle.

S'agissant des fondements théoriques de la politique monétaire, les travaux initiés par Kydland et Prescott (1977), Barro et Gordon (1983) sur le problème de l'incohérence temporelle donnent une justification aux règles, par rapport à la politique discrétionnaire, étant donné le bénéfice attendu d'une meilleure crédibilité pour la politique monétaire.

Etant donné la priorité accordée à la stabilité des prix à long terme, l'ancrage nominal est désormais considéré comme le passage obligé de toute politique monétaire efficace. Cet ancrage prend une référence nominale comme le taux d'inflation (ou la masse monétaire) pour y arrimer le niveau général des prix. La littérature dominante avance comme arguments à cet ancrage, d'une part, le maintien des anticipations à un niveau modéré et, d'autre part, une réponse au problème de l'incohérence temporelle.

La question de l'incohérence temporelle peut être explicitée de la manière suivante: à court terme, les autorités monétaires peuvent choisir la facilité d'une politique discrétionnaire plus expansionniste qu'annoncée au secteur privé (entreprises et ménages) pour relancer l'activité (et faire baisser le chômage). Seulement, le secteur privé peut tabler sur la continuité de la politique discrétionnaire et peut adapter ses anticipations en intégrant une hausse des prix dans ses calculs. Ainsi par ce comportement autoentretenu, l'inflation anticipée finit par se réaliser. D'où la recommandation pour la Banque centrale de mettre en place une politique monétaire de règle et de s'y tenir.

### 1.2. Accentuation de l'interaction entre politique monétaire et sphère financière

Au début des années 80, dans un contexte de libération des mouvements de capitaux et de développement des marchés financiers internationaux, les Banques centrales des pays développés adoptent graduellement une politique

monétaire basée sur le contrôle de l'instrument du taux d'intérêt nominal à court terme.

Depuis les trois dernières décennies, cette libéralisation financière dans le monde entraîne une plus grande profondeur des marchés et un accroissement considérable de leurs liquidités. Mais la valorisation des actifs financiers se fait par leur transformation en monnaie. Après les phases d'euphorie boursière, le retournement du cycle conduit à la crise financière qui engendre une pénurie de liquidités et, souvent, un rationnement du crédit.

Dans ces conditions, la Banque centrale n'a d'autre choix que de baisser ses taux d'intérêt directeurs pour fournir les liquidités indispensables au maintien du fonctionnement des marchés monétaire et financier et soutenir le crédit à l'économie réelle, jouant ainsi son rôle de prêteur en dernier ressort (Aglietta, 2010).

On voit ainsi comment le crédit « facile » peut enclencher un nouveau cycle boursier en incitant à l'achat des actifs financiers pouvant être à l'origine d'une nouvelle bulle financière. D'où l'interaction en boucle sphère monétaire/sphère financière, sans que les cycles aient nécessairement une même régularité.

Il convient par ailleurs de rappeler que les Banques centrales ont pour objectifs la stabilité des prix mais aussi le bon fonctionnement du marché monétaire. La politique monétaire doit orienter les taux d'intérêt directeurs en vue d'assurer la préservation du pouvoir d'achat de la monnaie. Pour ce qui est du marché monétaire, la Banque centrale a pour mission de réagir aux tensions des marchés de capitaux pour répondre aux besoins éventuels de liquidités. De ce fait, un conflit peut apparaître entre, d'un côté, la politique monétaire et, de l'autre, les politiques de crédit et de taux d'intérêt.

### 1.3. Agir sur la liquidité en influençant les taux interbancaires

Dans cette modernisation des instruments et des pratiques, la politique monétaire de BAM consiste à orienter la liquidité bancaire, principalement en fonction des objectifs d'inflation et de fourniture de liquidités au secteur bancaire, principal pourvoyeur de crédit à l'économie. Et cela passe par le maniement des taux directeurs, à travers une politique monétaire accommodante ou restrictive. Ces taux directeurs permettent d'orienter l'évolution des taux interbancaires. C'est par le moyen de ces taux que s'effectue la transmission des impulsions de la politique monétaire au reste de l'économie.

Cependant, cette analyse demeure tributaire de l'hypothèse, partagée par les économistes du courant standard, selon laquelle l'inflation serait, principalement, d'origine monétaire (1), à savoir qu'à long terme la politique monétaire détermine le niveau général des prix des biens et des services. Mais il faut rappeler que, d'après de nombreuses études empiriques, toute action de politique monétaire n'agit sur l'économie qu'après un délai plus

(1) Cette question est l'objet d'une controverse entre les économistes appartenant à différents courants de pensée.

ou moins long et que sa portée n'est pas toujours aisée à évaluer. Il est donc établi, grâce à la poursuite de l'objectif de stabilité des prix, que la politique monétaire peut à long terme être bénéfique pour la croissance économique.

Par ailleurs, il est crucial pour toute Banque centrale d'identifier les mécanismes et les canaux de transmission de la politique monétaire à l'ensemble des variables macroéconomiques et aux comportements des agents économiques. Ces mécanismes et canaux de transmission connus dans les pays avancés économiquement opèrent-ils de la même façon dans l'économie marocaine, dont les structures et les institutions se trouvent encore en cours de « maturité » ?

## 2. Existe-t-il une règle de type Taylor dans le cas de Bank Al-Maghrib ?

### 2.1. Méthodologie

Dans un premier temps, on propose d'estimer une fonction de réaction de type Taylor de base, sans variables supplémentaires, sur des données trimestrielles portant sur la période allant de 1995 à 2009. On estime d'abord la version *backward looking* statique avec une inflation-cible et une production-cible.

Dans l'objectif de vérifier si la BAM fixe son taux d'intérêt en fonction du taux précédent, on introduit un terme de lissage du taux d'intérêt dans la formule de Taylor, et on estime sa version *backward looking* dynamique. Selon Sack et Wieland (2000), le lissage du taux d'intérêt est justifié quand l'impact du changement du taux d'intérêt sur l'économie est incertain. On termine cette première série d'estimations par la version *forward looking* qui se caractérise par une anticipation d'inflation sur  $n$  trimestres (2).

Dans un deuxième temps, pour tester l'effet d'autres variables sur la réaction de la BAM, nous proposons d'introduire l'agrégat M1 dans la version *forward looking* de la règle de Taylor pour voir si la BAM prend en compte l'agrégat M1 dans sa décision de modification du taux directeur sur la période allant de 1999 à 2009.

(2) Selon l'objectif principal de la Banque centrale, on considère l'anticipation de l'une des variables, soit l'inflation, si c'est la stabilité des prix, soit l'output gap, si c'est l'activité économique, ou les deux variables en cas d'une dualité des deux objectifs.

### 2.2. Données et construction des variables

Dans notre étude, les données mensuelles de l'indice de prix à la consommation (IPC) et trimestrielles du PIB sont fournies par le Haut-Commissariat au Plan (HCP). Quant aux données relatives au taux directeur et à l'agrégat monétaire M1, elles sont obtenues sur le site de BAM.

A ce niveau, deux types de variables interviennent dans la formule de Taylor, des variables observables et d'autres inobservables, dont les méthodes de calcul diffèrent d'une étude à l'autre et dont l'influence sur les résultats obtenus n'est pas négligeable. Les variables observables sont le taux directeur

de la BAM et le taux d'inflation. Pour le taux directeur, décidé par BAM, on a retenu, comme donnée du trimestre, leur moyenne sur trois mois.

S'agissant du taux d'inflation courant, on a retenu, comme taux trimestriel de l'IPC, la moyenne sur les données mensuelles relatives à l'IPC fournies par le HCP. La plupart des études qui ont pour objectif l'étude des politiques monétaires ont abouti à une mesure commune de l'inflation comme étant le taux de croissance en glissement annuel de l'indice du prix à la consommation dont l'équation de détermination s'écrit alors :

$$\frac{IPC_t - IPC_{t-4}}{IPC_{t-4}}$$

Les variables inobservables sont le taux d'intérêt réel neutre, le taux d'inflation-cible et le taux d'inflation anticipée, le PIB potentiel et l'*output gap*. Dans le modèle original de Taylor, le taux d'intérêt réel neutre est fixé à 2 %. La définition de cette variable représente une difficulté d'ordre pratique et théorique. Il existe deux approches pour calculer ce taux. Soit le considérer comme étant une valeur constante égale à la moyenne de la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation durant la période étudiée tel qu'adopté par Kozicki et Smets (1999). Soit, en faisant référence à la théorie néoclassique de la croissance, le taux d'intérêt réel d'équilibre est considéré comme étant égal à la croissance potentielle de l'économie, c'est-à-dire la croissance soutenable sans inflation excessive. Dans notre étude, nous considérons la première approche.

Concernant le taux d'inflation-cible, dans la mesure où le ciblage de l'inflation dans la plupart des Banques centrales n'a commencé que dans les années 90, les études empiriques ont généralement retenu pour cible d'inflation soit la dernière valeur-cible connue, soit la moyenne du taux d'inflation de la période étudiée. Cette dernière option repose sur l'hypothèse selon laquelle les Banques centrales ont pour objectif la stabilisation du taux d'inflation autour de sa moyenne. Pour calculer l'inflation-cible, nous retenons alors la moyenne du taux d'inflation sur la période étudiée. L'inflation anticipée sera approchée par une moyenne mobile de l'inflation courante sur quatre trimestres.

Le PIB potentiel est couramment défini dans la littérature comme la production macroéconomique réalisable sans accélération de l'inflation au-delà de son niveau courant. Le niveau normal de l'activité peut être apprécié selon deux approches : l'approche statistique et l'approche économique (Cotis et Joly, 1997). L'approche statistique vise à extraire la tendance d'une série de PIB, tandis que l'approche économique tend à saisir le niveau maximal d'activité compatible avec la stabilité du rythme d'inflation.

Nous avons adopté l'approche statistique en utilisant la méthode de filtrage de Hodrick-Prescott, avec  $\lambda = 1600$ , étant donné que les données sont trimestrielles (Mesonnier et Rennes, 2004). L'*output gap* sera défini comme étant la variation relative de la production réelle par rapport à sa tendance potentielle.

### 2.3. Etude de la stationnarité des séries

Dans l'étude de la stationnarité des différentes séries, on a procédé successivement à l'analyse graphique des séries, à la représentation des corrélogrammes et ensuite aux tests de stationnarité ADF pour vérifier l'existence ou non de racine unitaire. Afin de renforcer l'analyse, nous avons également utilisé le test de Perron qui prend en compte les ruptures de tendance dans les séries. Les résultats de l'analyse de la stationnarité des séries permettent de rejeter l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire pour toutes les séries. De ce fait, les séries du taux directeur et du taux d'inflation anticipée sont stationnaires sans constante ni tendance, et les séries du gap de production, du taux d'inflation courante et du taux de croissance de l'agrégat M1 sont stationnaires, avec une tendance et une constante.

Avant de tenter d'estimer la règle de Taylor par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), méthode généralement utilisée lorsque les séries sont stationnaires, il convenait de vérifier les hypothèses d'utilisation de cette méthode. Le test d'Hausman appliqué à nos variables explicatives conclut à la non-exogénéité des deux variables *output gap* et inflation. Le test du Durbin Watson (3) n'est donc plus valable pour tester l'autocorrélation des résidus. On applique alors le test général de Breusch-Godfrey qui confirme l'existence d'une auto-corrélation des résidus d'ordre 1. La méthode des MCO est donc biaisée et non consistante.

(3) Test valable uniquement si les variables explicatives sont exogènes.

La méthode alternative retenue pour l'estimation de notre équation est alors la méthode des moments généralisés, prenant en compte le caractère endogène des régresseurs et l'autocorrélation des erreurs. Vue la non-exogénéité des deux variables *output gap* et inflation, on ne considère comme instruments que les retards d'ordre supérieur à deux de nos variables explicatives.

Nos critères de validation du modèle sont doubles. D'une part, nous devons tester la validité des instruments en utilisant les tests de Hansen pour voir si ces instruments sont orthogonaux en termes d'erreurs ou pas, autrement dit s'il y a une corrélation entre les instruments et le terme d'erreur. La J-statistique de test de Hansen est utilisée en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs. D'autre part, nous devons vérifier la significativité économique des coefficients estimés. On s'attend à ce que le coefficient de l'inflation soit plus grand que l'unité, celui de l'*output gap* de signe positif pour respecter le "principe de Taylor". Et que le taux d'intérêt neutre estimé avoisine celui calculé, ainsi qu'à un paramètre de lissage pas trop proche de l'unité.

## 2.2. Estimation de la version de base de la règle de Taylor

### 2.2.1. Estimation de la version *backward looking* statique

La version *backward looking* statique de la règle de Taylor de base s'écrit :

$$(1) \quad i_t = \bar{r} + \pi_t + \alpha \cdot (\pi_t - \bar{\pi}) + \beta \cdot (eY_t)$$

où  $i_t$  désigne le taux directeur de la BAM à la date  $t$ ,  $\pi_t$  le taux d'inflation courant,  $\bar{r}$  le taux d'intérêt réel neutre,  $\bar{\pi}$  le taux d'inflation cible,  $Y_t$  le PIB,  $\bar{Y}$  la production potentielle;  $\alpha$  et  $\beta$  étant les coefficients de pondération respectifs du gap d'inflation  $(\pi_t - \bar{\pi})$  et du gap de production  $(eY_t = (Y_t - \bar{Y})/\bar{Y})$ .

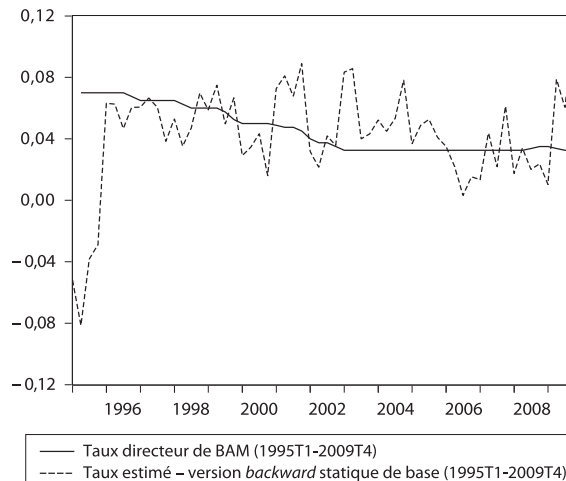
Après plusieurs estimations correspondant à des choix différents pour les instruments, les résultats de l'estimation retenue (en annexe) selon les critères cités plus haut montrent que tous les coefficients sont significatifs et que la valeur de la p-value de la j-statistique confirme la validité statistique des instruments. L'équation estimée s'écrit alors :

$$i_t = \pi_t + 0,02 - 2,76(\pi_t - \bar{\pi}) + 0,7(eY_t)$$

Le modèle de base de Taylor ne traduit visiblement pas la conduite de la politique monétaire de BAM, la valeur du coefficient du gap d'inflation ( $-2,76$ ) n'étant pas conforme à la théorie. En revanche, la valeur estimée du taux réel neutre égale à 2 % est plutôt proche de celle calculée (égale à 2,4 %) comme étant la moyenne des différences entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation. Par ailleurs, la comparaison entre le taux estimé et celui observé fait apparaître un décalage entre les deux taux avec une sorte d'oscillation du taux estimé autour du taux observé, à partir du premier trimestre 1996, comme le montre le graphique 1 ci-après.

Graphique 1

### Comparaison des séries des taux observé et estimé par la version *backward* statique



On pourrait alors envisager deux approches alternatives pour le comportement de BAM : modifier la règle de Taylor de base en y introduisant un lissage du taux d'intérêt et une anticipation de l'inflation ou alors estimer une fonction de réaction prenant en compte d'autres variables.



### 2.2.2. Estimation de la version *backward looking* dynamique

La version *backward looking* dynamique de la règle de Taylor de base avec un terme de lissage du taux d'intérêt s'écrit :

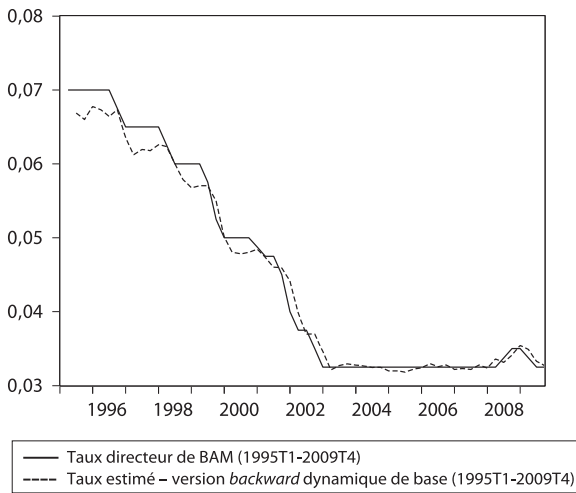
$$(2) \quad i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \left[ \bar{r} + \pi_t + \alpha \cdot (\pi_t - \bar{\pi}) + \beta \cdot (eY_t) \right]$$

où  $\rho$  désigne le coefficient de lissage du taux d'intérêt ( $0 \leq \rho < 1$ ).

S'agissant de l'estimation de l'équation (2), on procède comme pour l'équation (1) par la méthode des moments généralisés (MMG). La lecture des résultats (en annexe) nous permet de conclure sur la significativité de tous les coefficients ainsi que sur la validation statistique des instruments. Le paramètre de lissage du taux directeur estimé étant proche de 1 (0,9), il fait apparaître l'inertie de la politique monétaire, comme le montre le graphique 2.

Graphique 2

Comparaison des séries des taux observé et estimé  
par la version dynamique de base



Par ailleurs, contrairement au modèle statique, la valeur estimée du taux réel neutre qui est égale à 1,16 % s'avère largement plus éloignée de celle calculée (2,4 %). D'après l'équation estimée ci-après, la valeur du coefficient du gap d'inflation (-0,86) n'est toujours pas conforme à la règle de Taylor. On en déduit alors que l'introduction du lissage du taux d'intérêt n'améliore pratiquement pas les résultats :

$$i_t = 0,9 i_{t-1} + 0,1 \left[ \pi_t + 0,0116 - 0,86 (\pi_t - \bar{\pi}) + 0,16 (eY_t) \right]$$

Dans la suite, nous prenons en compte, dans notre modèle, l'anticipation de l'inflation sur quatre périodes.

### 2.2.3. Estimation de la version *forward looking* avec lissage du taux d'intérêt

La version *forward looking* de la règle de Taylor de base avec un terme de lissage du taux d'intérêt et une anticipation de l'inflation sur  $n$  trimestres est présentée par l'équation (3) :

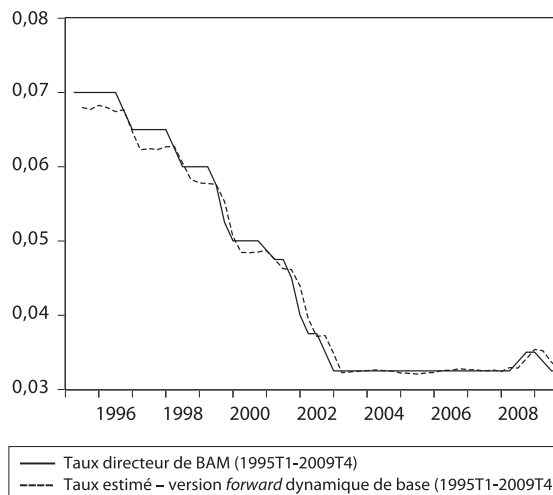
$$(3) \quad i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1-\rho) \left[ \bar{r} + \pi_{t-n/t} + \alpha \cdot (\pi_{t+n/t} - \bar{\pi}) + \beta \cdot (eY_t) \right]$$

où  $\pi_{t+n}$  désigne le taux d'inflation anticipée pour la date  $n+t$  à la date  $t$ .

D'après les résultats obtenus (en annexe), tous les coefficients sont significatifs, les instruments sont validés statistiquement, et la valeur estimée du taux réel neutre (1,14) est presque égale à celle estimée par la version *backward* dynamique (1,16). Le coefficient de lissage (0,92) est toujours aussi proche de 1 que celui estimé par la version *backward* dynamique. Les deux taux estimé et observé évoluent de paire (graphique 3).

Graphique 3

Comparaison des séries des taux observé et estimé par la version *forward* dynamique de base



La prise en compte de l'inflation anticipée n'améliore que légèrement le coefficient du gap d'inflation (qui passe de  $-0,86$  à  $-0,74$ ), mais qui reste encore négatif, alors que celui de l'*output gap*, toujours conforme à la règle de Taylor, est plus petit que celui estimé par la version *backward* dynamique :

$$i_t = 0,92 \cdot i_{t-1} + 0,08 \left[ \pi_{t-1/t} + 0,0114 - 0,74 \cdot (\pi_{t+1/t} - \bar{\pi}) + 0,08 \cdot (eY_t) \right]$$

La version de base de la règle de Taylor ne traduit alors pas la réaction de BAM. Il serait souhaitable de l'augmenter par l'introduction d'autres variables explicatives. Nous proposons de rajouter l'agrégat monétaire M1.

### 2.3. Estimation de la règle de Taylor augmentée par l’agrégat monétaire M1

#### 2.3.1. Estimation de la version *backward looking* statique

En prenant en compte l’agrégat monétaire M1 dans la version *backward looking* statique de la règle de Taylor, on obtient l’équation :

$$(1') \quad i_t = \pi_t + \bar{r} + \alpha \cdot (\pi_t - \bar{\pi}) + \beta \cdot (eY_t) + \gamma \cdot (eM_t), \text{ avec } eM_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}}$$

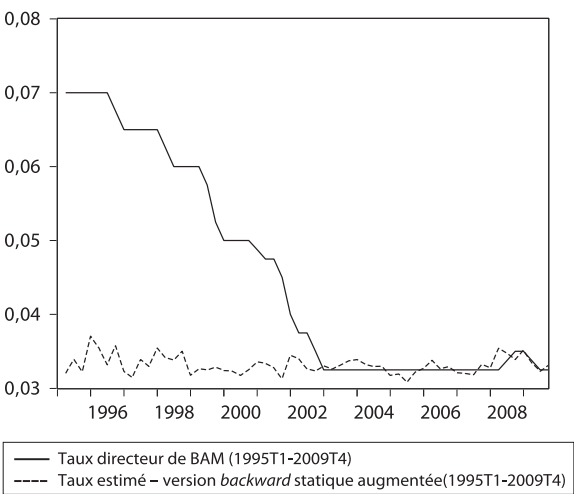
Les mêmes tests que pour la version de base nous amènent à utiliser la MMG. Les résultats de l’estimation retenue (en annexe) montrent que tous les coefficients sont significatifs et que la valeur de la p-value de la j-statistique confirme la validité statistique des instruments. L’équation estimée s’écrit alors :

$$i_t = \pi_t + 0,0116 - 0,97(\pi_t - \bar{\pi}) + 0,04(eY_t) - 0,04(eM_t)$$

La prise en compte de l’agrégat M1 n’améliore pas vraiment le modèle de base de Taylor. La valeur du coefficient du gap d’inflation, bien qu’elle soit supérieure par rapport à la version *backward* statique de base, en passant de  $-2,76$  à  $-0,97$ , n’est toujours pas conforme à la théorie (étant négative). La valeur du coefficient de *l’output gap* ( $0,04$ ), toujours conforme à la règle de Taylor, est beaucoup plus petite que celle estimée par la version de base ( $0,7$ ). Et la valeur estimée du taux réel neutre, égale à  $1,16\%$ , n’est pas aussi proche de celle calculée. Par ailleurs, en comparant les taux estimé et observé, on remarque que le taux de la version *backward* augmentée est très proche du taux observé à partir de 2002, comme le montre le graphique 4.

Graphique 4

Comparaison des séries des taux observé et estimé par la version *backward* statique augmentée



### 2.3.2. Estimation de la version *backward looking* dynamique

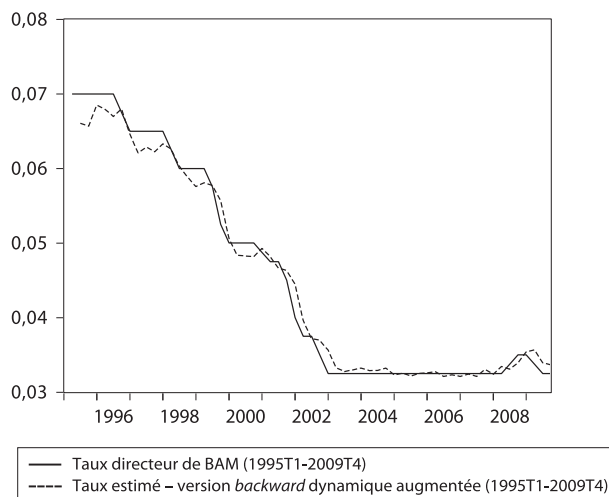
En prenant en compte l'agrégat monétaire M1 dans la version *backward looking* dynamique de la règle de Taylor, on obtient l'équation :

$$(2') \quad i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \left[ \pi_t + \bar{r} + \alpha \cdot (\pi_t - \bar{\pi}) + \beta \cdot (eY_t) + \gamma \cdot (eM_t) \right]$$

S'agissant de l'estimation de l'équation (2'), on procède par la méthode des moments généralisés (MMG). Les résultats (en annexe) nous permettent de conclure à la significativité des coefficients ainsi qu'à la validation statistique des instruments. Le paramètre de lissage du taux directeur estimé étant toujours proche de 1 (0,91), il confirme une certaine inertie de la politique monétaire. La comparaison des taux observé et estimé par la version augmentée est donnée par le graphique 5.

Graphique 5

**Comparaison des séries des taux observé et estimé par la version *backward* dynamique augmentée**



Par ailleurs, la valeur estimée du taux réel neutre, égale à 1,6 %, s'avère plus proche du taux calculé que celle estimée par la version dynamique de base.

Cependant, d'après l'équation estimée ci-après, la valeur du coefficient du gap d'inflation n'est toujours pas conforme à la règle de Taylor ainsi que celui de M1.

$$i_t = 0,91 \cdot i_{t-1} + 0,09 \left[ \pi_t + 0,016 - 1,16 (\pi_t - \bar{\pi}) + 0,25 (eY_t) - 0,27 (eM_t) \right]$$

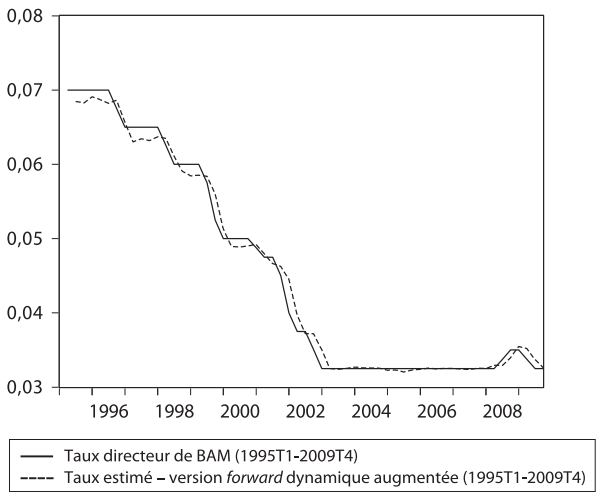
### 2.3.3. Estimation de la version *forward looking* avec lissage du taux d'intérêt

En prenant en compte l'agrégat monétaire M1 dans la version *forward looking* de la règle de Taylor avec un terme de lissage du taux d'intérêt et une anticipation d'inflation sur quatre trimestres, on obtient l'équation :

$$(3') \quad i_t = \rho \cdot i_{t-1} + (1 - \rho) \left[ \pi_{t+1/t} + \bar{r} - 1,16(\pi_t - \bar{\pi}) + 0,25(eY_t) - 0,27(eM_t) \right]$$

Nous utiliserons toujours la méthode des moments généralisés (MMG) pour l’estimation de l’équation (3’). La lecture du tableau des résultats (en annexe) nous permet de conclure sur la significativité de tous les coefficients ainsi que sur la validation statistique des instruments. Le paramètre de lissage du taux directeur estimé étant toujours proche de 1 (0,94), il confirme une certaine inertie de la politique monétaire. La comparaison des taux observé et estimé par la version *forward* augmentée est donnée par le graphique 6.

Graphique 6  
Comparaison des séries des taux observé et estimé par la version *forward* dynamique augmentée



Par ailleurs, la valeur estimée du taux réel neutre est égale à 1,4 %. L’équation estimée s’écrit :

$$i_t = 0,94 \cdot i_{t-1} + 0,06 \left[ \pi_{t+1/t} + 0,014 - 0,8(\pi_{t+1/t} - \bar{\pi}) + 0,14(eY_t) - 0,012(eM_t) \right]$$

2.4. Récapitulatif de nos résultats

Dans toutes nos versions, tous les coefficients estimés sont significatifs, et les tests de sur-identification des instruments ne rejettent pas l’hypothèse nulle de bonne spécification du modèle (4). Nous résumons dans le tableau suivant les résultats de toutes nos estimations :

(4) Les p-value correspondantes à la statistique de Hansen étant toutes supérieures à 5 %.

Tableau 1  
Récapitulatif des résultats des estimations (1995-2009)

	Version de base			Version augmentée de M1		
	Backward statique	Backward dynamique	Forward dynamique	Backward statique	Backward dynamique	Forward dynamique
Ecart inflation	-2,76	-0,86	-0,74	-0,97	-1,16	-0,8
Output gap	+0,7	+0,16	+0,08	+0,04	+0,25	+0,14
Taux de croissance de M1	—	—	—	-0,04	-0,27	-0,01
Taux réel d'équilibre	2%	1,16 %	1,14 %	1,16 %	1,6 %	1,4 %
Paramètre de lissage	—	0,9	0,92	—	0,91	0,94
Nombre d'instruments	10	23	27	28	33	27

L'estimation des six versions constituées par la *backward looking* et la *forward looking* statique et dynamique (avec lissage), avec et sans rajout de la variable monétaire M1 (version augmentée) sur la période 1995-2009, ne nous permet pas de confirmer la mise en place par BAM d'une politique monétaire active *via* une règle de type Taylor.

D'après nos calculs, les coefficients (*alpha*) estimés affectés à l'écart d'inflation n'ont pas le signe attendu. Ils sont tous négatifs. Or, selon la littérature empirique, on devait s'attendre à des coefficients positifs, confirmant ainsi le lien entre l'inflation (anticipée ou courante) et la modification des taux d'intérêts directeurs; tandis que les valeurs des coefficients (*bêta*) relatifs à l'écart de production (*output gap*) sont tous positifs, tel que suggéré par Taylor et d'après la littérature empirique.

En revanche, dans les versions dynamiques, le coefficient de lissage (*rho*) estimé est conforme à celui relevé dans la littérature empirique, soulignant l'inertie de la politique monétaire. La Banque centrale du Maroc a tendance à lisser ses modifications des taux directeurs, essayant d'éviter des écarts brutaux avec les taux précédents.

L'introduction de la variable explicative M1, dans les versions augmentées, n'a pas permis de confirmer l'existence d'une règle de type Taylor. Les coefficients (*gamma*) associés à l'agrégat M1 sont tous négatifs, comme ceux relatifs à l'inflation.

Mentionnons que dans les pays en développement, les études relatives à l'estimation de la fonction de réaction des Banques centrales pouvant être rapprochées de la nôtre sont plutôt rares. Le tableau 2 fournit les résultats dans quelques pays:

Tableau 2

Résultats empiriques de la règle de Taylor  
dans quelques pays en développement

Auteur(s) (année)	Banque (période d'étude)	Coefficients	$\alpha \rightarrow$ écart inflation
			$\beta \rightarrow$ output gap
			$\gamma \rightarrow$ agrégat monnaie
José R. Sánchez-Fung (2002)	République dominicaine (1972-2000)	Backward statique $\alpha = -3,4; \beta = 3$	
Yazgan, Yilmzkuday (2004)	Israël (1999M1-2002M12)	Backward statique $\alpha = -0,1; \beta = 0,8$	
	Turquie (2001M8-2004M4)	Backward statique $\alpha = -0,3; \beta = 0,2$	
Tenou (2002)	BCEAO (1991 à 1999)	Backward dynamique $\alpha = -0,7; \beta = 1,25$	
Okot (2008)	Ouganda (1988-2006)	Forward dynamique $\alpha = 0,03; \beta = -0,8.10^{-5}$	
Héricourt (2005)	Grèce (1988 à 2000)	Forward dynamique $\alpha = -1,1; \beta = 0,031$	
Kamgna et al. (2009)	BEAC (1986 à 2006)	Forward dynamique de base $\alpha = -0,55; \beta = 0,07$	
		Forward dynamique augmentée de M2 $\alpha = -0,7; \beta = 0,11; \gamma = -0,26$	

2.5. L'hypothèse d'une politique monétaire discrétionnaire par Bank Al-Maghrib et les spécificités de l'économie marocaine

Les résultats de nos estimations nous font pencher vers l'hypothèse d'une politique monétaire de BAM plutôt discrétionnaire. Les spécificités de l'économie marocaine et certains faits permettent de soutenir cette hypothèse. Rappelons que dans les économies dites développées, le bénéfice attendu de la règle se trouve dans la crédibilité accordée, par les intervenants des marchés monétaire et financiers, à la capacité des autorités monétaires à lutter efficacement contre l'inflation.

La réputation de la Banque centrale peut donc contribuer à une plus grande efficacité de sa politique monétaire lorsqu'elle réussit à envoyer le signal aux marchés permettant d'ancrer les anticipations de l'ensemble des agents: opérateurs des marchés financiers, entreprises, ménages et reste du monde. Or, les spécificités de l'économie marocaine font que le signal attendu par l'ensemble des agents économiques ne serait pas aussi décisif pour leurs anticipations.

Les marchés monétaire et financiers marocains ne sont qu'au début de leur développement; l'ancrage éventuel des anticipations n'est pas aussi important que dans les pays où le financement de l'économie est largement assuré par les marchés. Au Maroc, le secteur bancaire demeure le principal pourvoyeur du financement de l'économie.

(5) [http://www.maroc-biz.com/data\\_5/even\\_detail.php?id=454](http://www.maroc-biz.com/data_5/even_detail.php?id=454)

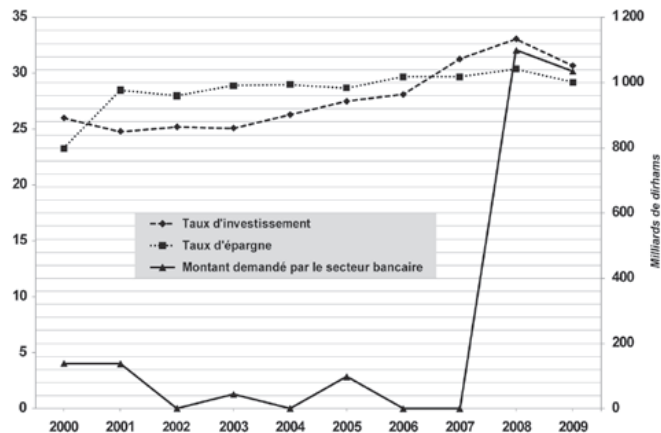
L'autre spécificité de l'économie marocaine est la faiblesse « traditionnelle » de son inflation et la vigueur de son taux de croissance.

De même, il convient de souligner la faiblesse structurelle de l'épargne longue au Maroc. D'après une étude de l'Observatoire de l'entrepreneuriat (5), il semble que près de 70 % de l'épargne du pays proviennent de placements liquides à court terme. Tandis que l'épargne longue, sous forme de titres (bons du Trésor, obligations, actions et OPCV), réputée être mal rémunérée, ne représenterait qu'environ 6 % du PIB.

Lorsque l'on sait que le taux des investissements (un des moteurs de l'économie marocaine) à financer a une tendance haussière et que ces derniers seraient financés, en grande partie, par des crédits à court terme, cela nous donne l'une des explications aux déficits structurels des trésoreries bancaires, surtout depuis 2007. C'est ce déséquilibre entre l'épargne et l'investissement qui pousserait les banques à solliciter un complément de financement de Bank Al-Maghrib, comme le montre le graphique 7.

Graphique 7

**Profil des séries épargne/investissement et demandes de financement du secteur bancaire (2000-2009)**



Au Maroc, où le secteur bancaire est au premier plan dans le financement de l'économie, les autorités monétaires cherchent d'abord à réguler la liquidité mise à la disposition des banques. L'objectif opérationnel de BAM est d'influer sur le taux d'intérêt interbancaire au jour le jour. Le relai est donc pris par les taux débiteurs que facturent les banques commerciales aux différents acteurs économiques, en tenant compte d'une prime de risque pouvant se révéler « quasi-discriminatoire » à l'égard de certains clients.

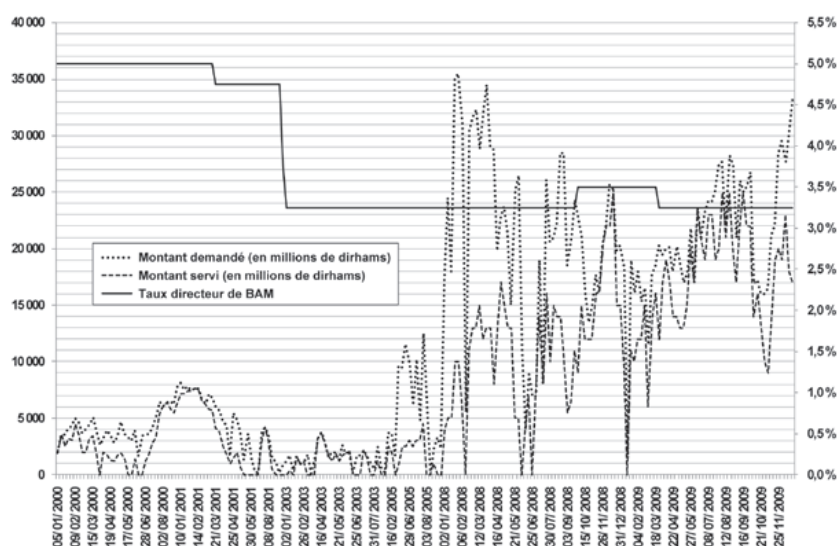
Par ailleurs, le mandat « hiérarchique » de lutte contre l'inflation qui a été assigné à BAM a pour cadre opérationnel la gestion, au quotidien, de la liquidité véhiculée à l'économie via le secteur bancaire. La politique



monétaire discrétionnaire dont nous avançons, ici, l'hypothèse est employée à réguler les variations de la liquidité du marché interbancaire au jour le jour. Celle-ci est passée d'une situation d'excès à un état de besoin à partir de fin 2007, comme le montre le graphique 8.

Graphique 8

**Taux directeur et montants demandés par le secteur bancaire et servis par la BAM (2000-2009)**



## Conclusion

Les résultats de notre étude empirique sur la période 1995-2009 ne nous permettent pas de confirmer la mise en place par BAM d'une politique monétaire active *via* une règle de type Taylor. Et ce, suite à l'estimation des six versions constituées par la *backward looking* statique et dynamique et la *forward looking*, avec et sans rajout de la variable monétaire M1 (version augmentée).

En effet, les coefficients (*alpha*) estimés relatifs à l'écart d'inflation n'ont pas le signe attendu. Ils sont tous négatifs tandis que les valeurs des coefficients (*bêta*) de l'écart de production (*output gap*) sont tous positifs, tel que suggéré par Taylor et d'après la littérature empirique. En revanche, dans les versions dynamiques, le coefficient de lissage (*rho*) estimé est conforme à celui relevé dans la littérature empirique. Dans ces conditions, nous avançons l'hypothèse d'une politique monétaire de BAM plutôt discrétionnaire. Les spécificités de l'économie marocaine et certains faits permettent de soutenir cette hypothèse.

Les marchés monétaire et financiers marocains ne sont pas aussi développés que dans les pays avancés. L'ancrage éventuel des anticipations n'est pas aussi crucial que dans les pays où le financement de l'économie est largement assuré par les marchés. La Banque centrale marocaine cherche d'abord à réguler la liquidité mise à la disposition des banques commerciales. L'objectif opérationnel de BAM est d'essayer d'agir sur le taux d'intérêt interbancaire au jour le jour. Celui-ci constitue le coût de la ressource pour les établissements bancaires et, *in fine*, le coût du crédit octroyé à l'économie. Les taux d'intérêt directeurs, évoluant dans un corridor, sont désormais le premier canal de transmission et d'impulsion de la politique monétaire à l'économie réelle. Il est, par conséquent, primordial de chercher à identifier clairement les canaux de transmission spécifiques de la politique monétaire à l'économie marocaine.

Dans un pays où l'économie informelle a un poids significatif, cela passe notamment par la mise en place d'outils de suivi statistique « institutionnel » pour appréhender le comportement de l'ensemble des acteurs et agents économiques, dans un espace économique qui demeure, malgré tout, faiblement bancarisé. Dans le meilleur des cas (secteurs urbains), le taux de bancarisation n'atteindrait pas plus de 47 %, alors qu'il serait le double dans les pays développés.

La conduite de la politique monétaire de BAM a pour cadre opérationnel la gestion au quotidien de la liquidité véhiculée à l'économie *via* le secteur bancaire. La politique monétaire discrétionnaire, dont nous avançons ici l'hypothèse, est centrée sur la régulation de la liquidité du marché interbancaire au jour le jour. Celle-ci est passée d'une situation d'excès à un état de besoin à partir de fin 2007.

D'après le principe de séparation dans la conduite de la politique monétaire de Goodfriend (2009), les politiques de crédit et de taux d'intérêt de BAM, qui apparaissent au service de la liquidité, ne seraient-elles pas en conflit avec la politique monétaire qui cherche à contrôler l'offre de monnaie à long terme ? Ce conflit peut être à l'origine de l'absence d'une relation positive entre les tensions inflationnistes qui se sont manifestées durant notre période d'étude, de 1995 à 2009, et les modifications des taux d'intérêt directeurs.

Le constat que l'on peut faire aujourd'hui est que la liquidité est au cœur du système d'intervention de BAM dans un contexte de baisse significative du taux de la réserve monétaire de 16,5 % à 6 % entre 2007 et 2010 (6). Le rôle d'instrument de contrôle de l'offre de monnaie par la réserve monétaire n'est-il pas en train de s'affaiblir ?

Dans ces conditions, on peut se demander si BAM n'est pas en train de faire sa transition d'un ciblage monétaire ricardien basé sur le contrôle des agrégats monétaires (M1 et M3) vers un ciblage de l'inflation de type wicksellien qui cible directement une norme d'inflation en utilisant le taux d'intérêt sur le marché monétaire.

(6) BAM  
(<http://www.bkam.ma/>)

Annexe

Résultats de nos estimations par la MMG

Tableau 3

La version *backward* statique  $i_t = C1 + C2(\pi_t) + C3(eY_t) + C4(eM_t)$

Coefficient	C1 $(\bar{r} - \alpha.\bar{\pi})$	C2 $(1 + \alpha)$	C3 $\beta$	C4 $\gamma$	Nombre d'instruments	Statistique du test de Hansen (p-value)
Version de base	0.080379 (*)	- 1.756826 (*)	0.707720 (*)	—	10	3,9 (0,8)
Version augmentée	0.033009 (*)	0.025580 (***)	0.041833 (*)	- 0.046513 (**)	28	6,7 (0,99)

Tableau 4

La version *backward* dynamique  $i_t = C1 + C2.i_{t-1} + C3.\pi_t + C4.(eY_t) + C5.(eM_t)$

Coefficient	C1 $(1 - \rho)(\bar{r} - \alpha.\bar{\pi})$	C2 $\rho$	C3 $(1 - \rho)(1 + \alpha)$	C4 $\beta(1 - \rho)$	C5 $\gamma(1 - \rho)$	Nombre d'instruments	Statistique du test de Hansen (p-value)
Version de base	0.003038 (*)	0.900404 (*)	0.013895 (**)	0.016481 (**)	—	23	6,7 (0,99)
Version augmentée	0.003804 (*)	0.908365 (*)	- 0.015022 (*)	0.023084 (*)	- 0.019870 (*)	33	12,5 (0,99)

Tableau 5

La version *forward* dynamique  $i_t = C1 + C2.i_{t-1} + C3.\pi_{t+4/t} + C4.(eY_t) + C5.(eM_t)$

Coefficient	C1 $(1 - \rho)(\bar{r} - \alpha.\bar{\pi})$	C2 $\rho$	C3 $(1 - \rho)(1 + \alpha)$	C4 $\beta(1 - \rho)$	C5 $\gamma(1 - \rho)$	Nombre d'instruments	Statistique du test de Hansen (p-value)
Version de base	0.002138 (*)	0.922419 (*)	0.020468 (*)	0.006288 (***)	—	27	8,5 (0,99)
Version augmentée	0.001676 (*)	0.946848 (*)	0.010673 (***)	0.007530 (**)	- 0.012231 (*)	27	8,4 (0,99)

(\*) significatif au seuil de 1 %, (\*\*) significatif au seuil de 5 %, (\*\*\*) significatif au seuil de 10 %.

## Références

- AGÉNOR P.-R., EL AYNAOUI K. (2008), «The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Morocco: An analytical Framework», *Workshop, Monetary Policy and Inflation Targeting*, 24-25, October, Tunis.
- AGLIETTA M. (2010), *la Crise. Les voies de sortie*, Michalon Editions.
- AGLIETTA M., BERREBI L. (2007), *Désordres dans le capitalisme mondial*, Odile Jacob Economie.
- AGLIETTA M., REBÉRIOUX A. (2004), *Dérives du capitalisme financier*, Bibliothèque Albin Michel Economie.
- BADDI H. (2010), «La stabilité de la fonction de demande de monnaie au Maroc», 2<sup>e</sup> session, Ecole académique: *Modélisation et prospective économique*, 26 mars, Rabat.
- BANK AL-MAGHRIB, *Rapports annuels*, partie sur la Politique monétaire, de 2000 à 2009, <http://www.bkam.ma>.
- BELHADJ Aram (2008), «Heterogeneity of Monetary Regimes in Maghreb: an Illustration with National Taylor Rules», colloque international «Ouverture et émergence en Méditerranée», Rabat.
- BORDES C., LAURENT Clerc L. (2010), «L'art du central banking de la BCE et le principe de séparation», Direction générale des études et des relations internationales, *Document de travail* n° 290, août.
- BRICONGNE J.-Ch., FOURNIER J.-M. (2008), «Comment anticiper les décisions de la BCE et de la Fed», Division synthèse conjoncturelle, note de conjoncture, décembre.
- CHERBONNIER F., POCHON F. (2004), «Une comparaison du comportement récent de la Réserve fédérale et de la Banque centrale européenne», Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie, Direction de la prévision, *Analyse économique* n° 24, janvier.
- CLARIDA R., GALI J., GERTLER M. (1998), «Monetary Policy Rules in Practice: some International Comparison Stability», *European Economic Review*, vol. 42.
- COLANDER D. (2009), *Post Walrasian Macroeconomics Beyond the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*, Cambridge.
- COTIS J.P., JOLY H. (1997), «Croissance tendancielle, croissance potentielle et output gap: les analyses de la direction de la prévision», *Economie internationale*, 1<sup>er</sup> trimestre, n° 69.
- DE LUCIA C. (2008), «Politique monétaire dans la zone euro», *BNP Paribas*, Direction des études économiques, juin.
- EL M'KADDEM A. (2008), «Mutations financières et politique monétaire au Maroc: étude empirique», *Critique économique*, n° 22, printemps-été.
- FLORENS C., JONDEAU E. and LE BIHAN H. (2001), «Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function», *Documents de travail* n° 83, Banque de France.
- FLOUZAT D. (2003), *les Stratégies monétaires*, coll. "Que sais-je?", Puf.
- GOODFRIEND M. (2009), «Central Banking in the Credit Turmoil: An assessment of Federal Reserve Practice», présentation dans le cadre de la conférence, Monetary-Fiscal Policy Interactions, Expectations, and Dynamics in the Current Economic Crisis, organisée par l'université de Princeton, 22 et 23 mai.
- HADDOU S. (2003), «Règle de Taylor et efficacité de la politique monétaire en Tunisie», *African Review of Money, Finance and Banking*.
- HUCHET-BOURDON M. (2003), «Fonctions de réaction des banques centrales européennes et convergence», *l'Actualité économique*, revue d'analyse économique, vol.79, n° 3, septembre.
- KAMGNA S.Y., NGUENANG Ch. K., TALABONG H., Ould I.S. (2009), «Fonction de réaction

- de la banque centrale et crédibilité de la politique monétaire: cas de la BEAC», *MPRA Paper* n° 16557.
- KOZICKI et SMETS (1999), «How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy», Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter.
- LAHLOU K. (2010), «Essai d'estimation de la fonction de réaction de Bank Al-Maghrib», 2<sup>e</sup> session, Ecole académique: *Modélisation et prospective économique*, 26 mars, Rabat.
- LARDIC S., MIGNON V. (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- MÉSONNIER J.-S., RENNE J.-P. (2004), «Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro», Banque de France, *Notes d'études et de recherche* n° 117, octobre.
- MIGNON V. (2010), *la Macro-économie après Keynes*, coll. "Repères", la Découverte.
- MISHKIN F. (2010), *Monnaie, banque et marchés financiers*, adaptation par Bordes Ch., Hautcoeur P.-C., Lacoue-Labarthe D., Ragot X., Pearson Education, 9<sup>e</sup> édition.
- MUTH J.F. (1961), «Rational Expectation and The Theory of Price Movements», *Econometrica*, 29.
- NAHHAL B. (2010), «Transmission de la politique monétaire aux taux débiteurs des banques au Maroc: étude empirique», 2<sup>e</sup> session, Ecole académique: *Modélisation et prospective économique*, 26 mars, Rabat.
- OKOT N. (2008), «Can a Rule Based Monetary Policy Work in a Small Liberalised Economy? The Case of Uganda», *Bank of Uganda Working Paper*, BOUWP 10/08.
- ORPHANIDES A. (1998), «Monetary Policy Rules Based on Real Time Data, Board of Governors of the Federal Reserve System», *Finance and Economics Discussion Series* 1998-03.
- SANCHEZ-FUNG J. R (2000), «Estimating a Taylor-type Monetary Policy Reaction Function for the Case of a Small Developing Economy», *Mimeo*, University of Kent, Department of Economics (febrero), Canterbury.
- SACK B., WIELAND V. (2000), «Interest Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: a Review of Recent Empirical Evidence», *Journal of Economics and Business*, vol. 52 (1), p. 205-28.
- SIBI F. (2001), «Règle de Taylor et application à la zone-euro», colloque «Du franc à l'euro: changements et continuité de la monnaie», Poitiers, 2001.
- SIRI A. (2007), «Elargissement monétaire en Afrique de l'Ouest: la règle monétaire optimale pour la future banque centrale de la CEDEAO», thèse de doctorat, Centre d'étude, de documentation et de recherche économiques et sociales, Université de Ouagadougou.
- SVENSSON L. (2002), «What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targetting Rules», *NBER Working Paper* n° 9421.
- TAYLOR J.B. (1993), «Discretion versus Policy Rules in Practice», *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, décembre.
- TENOU K. (2002), «La règle de Taylor: un exemple de politique monétaire appliquée à la BCEAO», *Notes d'information et statistiques, BCEAO*, n° 523.
- VERDELHAN A. (1999), «Taux de Taylor et taux de marché de la zone Euro», *Bulletin de la Banque de France*, n° 61, janvier.
- WOODFORD M. (2003), *Interest and Prices, Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- YAZGAN M.E., YILMAZKUDAY H. (2007), «Monetary Policy Rules in Practice: Evidence from Turkey and Israël», *Applied Financial Economics*, 17(1): 1-8.