

Document de travail

**Crédibilité de la Banque centrale et
Efficacité de la politique monétaire**

Ahmed TANANE et Youssef LAHARACH

Mars 2004



REMERCIEMENTS

*Nous remercions
L'ensemble du personnel de la Direction des Etudes
et des Relations Internationales de Bank-Al Maghrib pour leur disponibilité et
gentillesse.
Ce travail n'aurait pas abouti sans leur aide précieuse et leurs critiques.*

Résumé

L'analyse de la réaction des autorités monétaires aux chocs économiques et l'analyse de la retombée de leurs actions sur l'économie sont des domaines d'actualité de l'analyse économique. L'objectif de ce travail est de mettre à la disposition des décideurs de la politique monétaire un survole des règles de conduite de la politique monétaire, leurs avantages et inconvénients. Nous avons essayé de classer ces règles en suivant la méthodologie de K.Rogoff et nous avons donné quelques idées à propos de leur implémentation. La deuxième partie de ce travail a été centrée sur l'estimation de la fonction de réaction de la Banque centrale du Maroc. Nous avons montré que les autorités suivaient une règle semblable à celle proposée par Friedman. Pour donner une portée pratique à ce travail, nous avons construit un modèle de prévision de l'inflation ; outil fondamental dans la poursuite de l'objectif de stabilité des prix.

Abstract

The analyses of the reactions of monetary authorities to economic developments, and of the impact of their actions on the economy, are among key areas of monetary economics. However, these analyses have been made in developed countries and few works have been made in developing countries. The main goal of this working paper is to provide the monetary policy maker with an overview of existing monetary rules, their advantages and disadvantages. We tried to classify them by following the methodology of K.Rogoff and we gave some ideas about implementing these rules. We estimated the reaction function of the Central Bank of Morocco and we demonstrated that the monetary authorities follow a rule like the one proposed by M.Friedman. This rule allows the Central Bank to monitor inflation with a high variability of Gross Domestic Product. Nevertheless, this rule is a good first step in enhancing the credibility of the Central Bank. To complete our analysis, we built an inflation forecasting model, a valuable tool in monitoring inflation. Some issues rose when we were estimating our models, especially coefficient sign incoherencies but we gave economic interpretations to such contradictions.

TABLE DES MATIERES

1. INTRODUCTION	7
2. LE DEBAT “ POLITIQUE DISCRETIONNAIRE CONTRE REGLE ”	9
2.1 LE MODELE MACRO-ECONOMIQUE : LE NIVEAU D’EMPLOI EST DETERMINE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL.	9
2.1.1 <i>La fonction d’offre agrégée.....</i>	10
2.1.2 <i>La demande de bien.</i>	12
2.1.3 <i>La demande de monnaie.....</i>	12
2.2 LA POLITIQUE DISCRETIONNAIRE : EQUILIBRE EN ANTICIPATIONS RATIONNELLES.....	13
2.2.1 <i>Incohérence temporelle.</i>	13
2.2.2 <i>Le modèle de Barro-Gordon.....</i>	13
2.3 LA POLITIQUE DE REGLE NON CONTINGENTE.....	17
2.4 LA POLITIQUE DU BANQUIER “ CONSERVATEUR ” DE ROGOFF.....	19
2.5 LA POLITIQUE DES CONTRATS OPTIMAUX.....	21
2.5.1 <i>Les contrats à la Walsb.....</i>	21
2.5.2 <i>Interprétation du contrat optimal par une cible d’inflation.....</i>	24
2.6 COMPARAISONS DES DIFFERENTES POLITIQUES.....	24
3. QUELS TYPES DE REGLES ?.....	26
3.1 LA REGLE DE TAYLOR	26
3.1.1 <i>La formulation initiale</i>	26
3.1.2 <i>Une généralisation</i>	27
3.1.3 <i>Les critiques de la règle de Taylor.....</i>	28
3.2 STRATEGIES DE CIBLES D’INFLATION.....	28
3.2.1 <i>Objectifs intermédiaires.</i>	29
3.2.2 <i>Réalisation de la stratégie de cible d’inflation: Ciblage de la prévision d’inflation à horizon fini.....</i>	29
3.2.3 <i>Ciblage d’un objectif d’inflation dépendant du temps.....</i>	34
3.2.4 <i>Un autre objectif intermédiaire Cible monétaire.....</i>	38
4. ESTIMATION DE LA FONCTION DE REACTION DE BANK-AL-MAGHRIB.....	41
4.1 INTRODUCTION.....	41
4.2 SPECIFICATION DE LA FONCTION DE REACTION	41
4.3 FORME TESTABLE.....	42
4.5 RESULTATS	42
4.6 SIMULATION DE LA REGLE DE TAYLOR.....	45
5. ESTIMATION DE LA FONCTION DE REACTION DE LA BANQUE CENTRALE (UNE APPROCHE ALTERNATIVE).....	46
5.1 PRESENTATION DE L’APPROCHE	46
5.2 ESTIMATION DE LA FONCTION DE REACTION	48
6. MODELE DE PREVISION DE L’INFLATION.....	49
6.1 PRESENTATION DU MODELE	49

6.2	ESTIMATION	50
6.3	PERFORMANCE PREVISIONNELLE DU MODELE	51
6.4	PREVISION PAR LA METHODE X12 ARIMA	52
7.	CONCLUSION.....	53
8.	ANNEXE 1.....	55
9.	BIBLIOGRAPHIE.....	56

1. Introduction

Le débat sur la nécessité de stabiliser les prix est resté vif jusqu'au début des années 80. Les autorités économiques et monétaires ont longtemps cru qu'elles pourraient échanger plus d'inflation contre plus de croissance (donc plus d'emplois). Cette croyance s'appuie sur la **courbe de Phillips**, construite dans les années 50 à l'aide de données empiriques, et qui établit une relation négative entre la croissance des salaires nominaux et le chômage. Une politique active, visant à réduire les fluctuations conjoncturelles de l'activité est alors possible, la stabilité de la production se faisant au dépend de celle des prix.

L'efficacité de ce type de politique économique a été rapidement remise en cause. Milton Friedman a estimé que les délais de transmission sont trop longs pour une éventuelle relance, et que de plus, ces effets pourraient s'avérer déstabilisateurs pour l'économie. D'autre part, dans les années 70, les pays industrialisés ont connu un phénomène de stagflation, c'est à dire un chômage croissant cohabitant avec une inflation importante. La courbe de Phillips fut encore une fois, remise en cause. C'est à nouveau Friedman qui a apporté une explication à ce phénomène par le biais des **anticipations d'inflation des agents**. En effet, il a rappelé que les agents ne sont pas victimes d'**illusion monétaire persistante**. Une hausse de l'inflation provoquée par le gouvernement peut stimuler l'activité à court terme par le biais d'une baisse des salaires réels. A long terme, par contre, les salariés s'aperçoivent de leur perte de pouvoir d'achat, et exigent une hausse de leur salaire nominal. Par conséquent, les négociations salariales se basent sur le salaire réel et non sur le salaire nominal: le salaire réel remonte donc et la production revient à son niveau initial.

Cette théorie implique que le chômage ne peut s'écarter durablement d'un certain niveau appelé **chômage naturel**, qui dépend des caractéristiques de l'économie. L'arbitrage inflation/chômage existe à court terme mais ne subsiste pas à long terme en raison des anticipations des agents.

Lucas, en introduisant les anticipations rationnelles, a démontré que **l'inflation anticipée** n'a aucun effet, même à court terme, sur la production et donc l'emploi. Seule **l'inflation non anticipée** a une certaine efficacité, à court terme du moins, car les agents finissent par intégrer cette stratégie dans leurs anticipations et s'en prémunissent (par augmentation des salaires et des taux d'intérêts). Cette théorie, adoptée par la plupart des courants de pensée, a montré l'impossibilité d'un arbitrage inflation-chômage.

Non seulement, l'inflation ne permet pas de maintenir durablement le chômage au-dessus de son niveau naturel, mais des raisonnements micro-économiques ont de plus montré que la hausse des prix était nuisible pour l'économie à moyen et long terme.

Nous pouvons distinguer les coûts propres à l'inflation non anticipée et ceux qui surgissent également en présence d'une inflation anticipée.

Bien évidemment, c'est **l'inflation non anticipée** qui est la plus néfaste car elle crée une incertitude qui paralyse l'économie. Les agents hésitent à s'engager sur des contrats à moyen et long terme - tel l'achat d'obligations - et quand ils le font, ils exigent une protection contre le risque d'érosion de leurs richesses - une prime de risque - ce qui détériore les conditions de financement dans l'économie. Globalement, deux types d'effets indésirables apparaissent :

Un premier effet réside dans le fait que **l'allocation des ressources dans l'économie n'est pas efficace**, dans le sens où les ressources ne sont pas réparties de manière à assurer une croissance équilibrée. Trois arguments sont invoqués :

- 1 **Les agents ont tendance à opter pour les actifs réels** (immobiliers, terrains) qui suivent la hausse générale des prix, au détriment des titres qui donnent un rendement nominal (qui risque de s'effriter avec l'inflation). Ce type de comportement nuit à l'investissement.
- 2 Par ailleurs, du fait des incertitudes, **les agents hésitent à s'engager sur une épargne de long terme** et optent pour des titres courts. Cette instabilité de l'épargne compromet le financement équilibré de l'économie
- 3 Enfin, avec une inflation non anticipée, **les agents peuvent confondre hausse générale et hausse relative des prix**, ce qui les induit en erreur sur la rentabilité de certains investissements, et les conduit à investir dans des projets peu rentables^(*).

Le deuxième effet provient du fait que l'inflation non anticipée provoque un transfert de revenu du prêteur vers l'emprunteur. En effet, si le contrat n'est pas indexé sur l'inflation, le taux d'intérêt réel va diminuer ce qui avantage l'emprunteur. C'est en particulier un bon moyen pour l'Etat de diminuer le poids de sa dette. Sachant cela, les agents vont incorporer dans les taux d'intérêt une prime de risque, ce qui provoque une hausse du niveau des taux et renchérit le coût du financement de l'économie. Ils vont également intégrer ce risque de hausse non anticipée des prix dans les salaires en indexant ces derniers sur l'inflation. Ceci va avoir tendance à augmenter l'inflation et à la rendre de moins en moins contrôlable.

Mais même **l'inflation anticipée** peut être préjudiciable pour l'économie pour au moins trois raisons :

^(*) Un investisseur disposant d'une liquidité hésite à financer un projet industriel visant à produire en série un article Z. Le prix de vente des produits sur le marché, qui conditionne les marges du fabricant, est élément déterminant susceptible d'emporter la décision. L'investisseur estime que pour que le projet soit rentable, Z doit être vendu au moins à 110 DH. A la date t le prix de Z est de 100 DH, donc trop bas. A la date t+1, alors que les agents anticipaient une stabilité des prix, ceux-ci s'accroissent de 10%. Le prix de Z est alors de 110 DH. Si l'investisseur pense que la différence de 10 DH est due à une hausse relative du prix de Z, il va investir. En réalité, le rendement réel du projet n'aura pas changé, et l'investisseur aura peut être réalisé une mauvaise opération alors que ses liquidités auraient pu se porter sur un projet plus rentable.

- 1 Lorsque l'inflation augmente, tout se passe comme si la taxation "apparente" de l'épargne augmentait. Ce phénomène, souligné par Martin Feldstein, provoque des distorsions fiscales qui sont préjudiciables à l'accumulation de capital dans l'économie.
- 2 Les problèmes liés au changement de menus ont été introduits par les micro-économistes. Ils intègrent le fait que les variations de prix provoquent des coûts d'étiquetage, de changement de catalogue et d'observation des prix de la concurrence. Ces coûts provoquent une rigidité des prix qui nuit à la bonne allocation des ressources.
- 3 Enfin, un pays engagé dans un système de change fixe voit sa compétitivité prix se dégrader s'il fait plus d'inflation que ses partenaires.

L'inflation bride donc la croissance économique à long terme, même lorsqu'elle est modérée et anticipée. Certaines études ont montré que passer d'un régime de hausse des prix de 4% à une hausse des prix de 2% permettait de gagner 1 point de croissance. Dans la suite de notre exposé, nous ne discuterons plus de la nécessité de stabiliser les prix. Nous supposerons que c'est un objectif fondamental de la Banque centrale. Nous exposerons par contre différentes stratégies qui ont été proposées pour atteindre cet objectif, et nous discuterons de l'efficacité de ces stratégies d'un point de vue théorique, mais aussi d'un point de vue plus pratique (sont-elles aisées à mettre en œuvre ?). Notre exposé s'articule en trois parties :

Dans une première partie, nous exposerons deux types de stratégies totalement polaires : d'une part, la politique discrétionnaire, d'autre part, la règle non contingente ou règle dite automatique pour laquelle la fonction de réaction de la Banque centrale est indépendante de l'état de l'économie. Nous introduisons ainsi l'arbitrage entre crédibilité et flexibilité.

Dans un deuxième temps, nous passerons en revue les principales règles contingentes, i.e. les règles tenant compte de l'état de l'économie, proposées par la littérature : règle de Taylor, règle à cible d'inflation.

Dans une dernière partie, nous examinerons qu'elle pourra être la fonction de réaction de la Banque Centrale.

2. Le débat " politique discrétionnaire contre règle "

2.1 Le Modèle Macro-économique : Le niveau d'emploi est déterminé sur le marché du travail.

Nous utiliserons, dans tout ce qui suit, un modèle macro-économique d'anticipations rationnelles de type IS-LM (Rogoff, 1985, [1]), où la politique monétaire peut avoir un effet réel à court terme découlant du fait que les contrats salariaux sont négociés une période à l'avance.

2.1.1 La fonction d'offre agrégée.

Chaque entreprise constituant l'économie est supposée, posséder une même fonction de production de type Cobb-Douglas, à rendements constants et à choc de productivité exogène. La fonction de production agrégée s'écrit donc :

$$Y_t = C_0 K^\alpha N_t^{1-\alpha} Z_t, \quad \text{avec } 0 \leq \alpha \leq 1$$

ce qui s'écrit en passant en logarithme :

$$y_t = c_0 + \alpha \bar{k} + (1 - \alpha)n_t + z_t \quad (1)$$

où y est la production, \bar{k} est le stock de capital, n le niveau d'emploi, c_0 est une constante et z est un choc de productivité affectant la production agrégée; $z_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Le profit des entreprises est donné par :

$$\Pi_t = P_t Y_t - W_t N_t$$

P_t est le niveau des prix, et W_t le niveau du salaire nominal.

Les entreprises maximisent leurs profits en égalisant leur productivité marginale au salaire réel, soit:

$$C_0 K^\alpha (1 - \alpha) N_t^{-\alpha} Z_t = \frac{W_t}{P_t}$$

En prenant le logarithme dans l'équation précédente, la fonction de demande de travail des entreprises s'écrit :

$$c_0 + \log(1 - \alpha) + \alpha \bar{k} - \alpha n_t^d + z_t = w_t - p_t \quad (2)$$

La fonction d'offre de travail des ménages est supposée croissante du salaire réel^(*), elle s'écrit :

$$n_t^s = \bar{n} + \lambda(w_t - p_t) \quad (3)$$

\bar{n} est le niveau d'emploi naturel correspondant au niveau de chômage naturel, que l'on supposera, pour des raisons de simplifications, qui n'enlèvent rien à la généralité du modèle, égal à $\frac{1}{\alpha}[c_0 + \log(1 - \alpha)] + \bar{k}$.

Le salaire nominal pour la période t est négocié à la fin de la période $t-1$. La nature du contrat de travail stipule que les ménages s'engagent à fournir une quelconque quantité de travail exigée par les entreprises pendant la période t , sous réserve que ces dernières payent le taux de salaire nominal négocié \bar{w}_t . Ainsi, le niveau d'emploi pour la période t est déterminé en remplaçant dans l'équation (2) w_t par \bar{w}_t :

$$n_t = \bar{n} + (p_t - \bar{w}_t) / \alpha + z_t / \alpha \quad (4)$$

Le niveau du salaire nominal \bar{w}_t est déterminé par les syndicats en vue de minimiser $E_{t-1}(n_t - \bar{n}_t')^2$. Le niveau d'emploi \bar{n}_t' est le niveau d'équilibre qui serait atteint si les contrats pouvaient être négociés après l'observation des chocs sur la production et la connaissance de toutes informations durant la période t . Ce niveau est déterminé en égalisant l'offre et la demande de travail dans les équations (2) et (3) :

$$\bar{n}_t' = n_t^d = n_t^s = \bar{n} + \lambda z_t / (1 + \alpha\lambda) \quad (5)$$

L'écart entre le niveau effectif de l'emploi et le niveau potentiel \bar{n}_t' s'obtient en prenant la différence entre les équations (4) et (5):

$$n_t - \bar{n}_t' = z_t / \eta + (p_t - \bar{w}_t) / \alpha, \quad (6)$$

avec

$$\eta = \alpha(1 + \lambda\alpha)$$

^(*) Les ménages arbitrent entre loisir et travail. Une augmentation du salaire réel fait apparaître deux effets en sens contraire. D'une part, un effet de substitution au travers de l'augmentation du coût du loisir. D'autre part, un effet richesse se traduisant par une augmentation de la désutilité du travail. Ce modèle suppose que c'est l'effet substitution qui l'emporte.

d'où

$$E_{t-1}(n_t - \bar{n}_t)^2 = \sigma_\varepsilon^2 / \eta^2 + (E_{t-1}(p_t^2) - 2\bar{w}_t E_{t-1}(p_t) + \bar{w}_t^2) / \alpha^2 \quad (7)$$

En prenant le minimum de (7) en \bar{w}_t , il vient :

$$\bar{w}_t = E_{t-1}(p_t) \quad (8)$$

En combinant les équations (1) et (4), on peut écrire l'équation d'offre agrégée sous la forme :

$$y_t^s = c_0 + \alpha \bar{k} + (1 - \alpha)(p_t - E_{t-1}(p_t)) / \alpha + z_t / \alpha \quad (9)$$

En notant d'une part:

$$\begin{aligned} y^* &= E_{t-1}(y_t^s) = c_0 + \alpha \bar{k} \\ b &= (1 - \alpha) / \alpha \\ \varepsilon_t &= z_t / \alpha \end{aligned}$$

et en remarquant d'autre part que $\pi_t - \pi_t^e = p_t - E_{t-1}(p_t)$, l'équation (9) devient alors :

$$y_t^s = y^* + b(\pi_t - \pi_t^e) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Où π_t est le taux d'inflation observé à la fin de la période t et π_t^e l'anticipation d'inflation des agents économiques conditionnelle à leur information à l'instant t -1.

On obtient ainsi, une fonction d'offre à la "Lucas", fonction d'offre qui ne dépend que des chocs d'offres exogènes et de la composante non anticipée de l'inflation. Ainsi dans ce modèle, seules les surprises d'inflations sont susceptibles d'influencer l'activité.

2.1.2 La demande de bien.

La demande de bien des ménages est une fonction décroissante du taux d'intérêt réel :

$$y_t^d = -\delta(r_t - \pi_t) + u_t \quad (11)$$

où r est le niveau de taux d'intérêt nominal, et $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ est un terme de perturbation non corrélé qui pourrait traduire une éventuelle transition dans les préférences inter-temporelles des ménages.

2.1.3 La demande de monnaie.

La demande de monnaie réelle est une fonction décroissante du taux d'intérêt nominal en l'occurrence du taux d'intérêt à long terme, et croissante du niveau de production :

$$m_t - p_t = -\mu r_t + \phi y_t + v_t \quad (12)$$

m étant le logarithme de l'offre nominale de monnaie, et v un choc de changement d'arbitrage entre monnaie réelle et titres ; $v \sim N(0, \sigma_v^2)$.

Pour des raisons de simplification, les perturbations, v , u , et z , sont supposées indépendantes et non corrélées.

2.2 La politique discrétionnaire : équilibre en anticipations rationnelles.

2.2.1 Incohérence temporelle.

La question de savoir s'il est préférable pour les autorités monétaires de suivre une règle automatique dans la conduite de la politique monétaire, ou bien d'utiliser les moyens dont elles disposent d'une manière discrétionnaire, est débattue depuis des décennies. La discrétion semblait pourtant dominer la règle, jusqu'à la publication des travaux de Kydland et Prescott en 1977 (Kydland, 1977, [2]). Ce dernier introduisit le concept d'incohérence temporelle qui modifia complètement l'état du débat en ouvrant la voie aux réflexions sur la réputation ou la crédibilité d'une Banque centrale.

Il y a incohérence temporelle (ou incohérence dynamique) quand une décision politique à prendre dans le futur et annoncée au moment de la formulation d'un plan dit optimal, n'apparaît plus optimale au moment de sa réalisation, et cela sans que de nouvelles informations soient advenues.

Pour illustrer ce concept, Prescott (Prescott, 1977, [3]) considère l'exemple de la détermination par le gouvernement de la taxation optimale du capital. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, le taux annoncé constitue la solution optimale conditionnée par la prévision des agents privés. Mais une fois que le capital est en place, le gouvernement conscient que l'offre de capital est inélastique et désirant maximiser le bien être de la société, va taxer plus lourdement le capital. Il est pourtant clair que si les agents anticipent que le gouvernement reviendra sur sa promesse, le bien-être économique qui sera atteint sera sous optimal par rapport à celui atteint si le gouvernement s'obligeait à respecter ses engagements.

2.2.2 Le modèle de Barro-Gordon.

Dans ce cadre, nous nous intéresserons à illustrer dans quelle mesure, les problèmes de cohérence temporelle et de réputation des autorités publiques induisent un biais inflationniste. Pour ce faire, nous nous baserons sur un " jeu " en trois étapes à la " Barro/Gordon " dont nous allons décrire dans ce qui suit le fonctionnement

La production globale est donc d'après l'équation (10), décrite par une fonction d'offre de Lucas :

$$y = y^* + b(\pi - \pi^e) + \varepsilon \quad (13)$$

La Banque centrale visant une cible d'inflation π^* , et désirant stabiliser le niveau de la production à un niveau ky^* ($k > 1$) ; niveau supérieur au niveau naturel (le taux de chômage socialement désirable est strictement inférieur au taux de chômage naturel). Ce fait est justifié par la présence de rigidités sur le marché du travail. Sa fonction de perte est de la forme :

$$L = aE(\pi - \pi^*)^2 + E(y - ky^*)^2$$

Dans notre cas, nous supposons, sans perte de généralité, que la Banque centrale cible un niveau d'inflation zéro. Par suite, l'équation précédente devient :

$$L = aE\pi^2 + E(y - ky^*)^2 \quad (14)$$

La fonction de perte croit, d'une part, avec le taux d'inflation, et d'autre part, avec l'écart entre le niveau de production réalisé et le niveau ciblé.

Le " jeu " entre les autorités monétaires et les agents économiques se fait en trois étapes : dans une première étape, les autorités (le gouvernement et la Banque centrale en l'occurrence) annoncent un taux d'inflation qu'elles prétendent s'engager à tenir, cherchant ainsi à influencer les négociations salariales des agents économiques. Ceux-ci, dans une deuxième étape, à la lumière de ce qu'annonce la Banque centrale, formulent leurs anticipations d'inflation pour la période suivante. Dans la dernière étape, observant ces anticipations d'inflations, les autorités monétaires choisissent le niveau d'inflation qui maximise leur fonction d'utilité (ou symétriquement qui minimise leur fonction de perte sociale) et qui sera effectivement réalisé.

Imaginons dans un premier cas, que la Banque centrale annonce qu'elle mettra tout en œuvre pour assurer la stabilité des prix sur la période courante (ie inflation nulle) et persuade les agents privés de sa bonne foi de telle sorte que $\pi_t^e = 0$. Dans ce cas la fonction de perte de la Banque centrale devient :

$$L = a\pi^2 + ((1 - k)y^* + b\pi + \varepsilon)^2 \quad (15)$$

Si la Banque centrale ne revient pas sur ses engagements, autrement dit, si elle ne minimise pas sa fonction de perte, elle va ancrer les anticipations des agents au niveau désiré et on aura :

$$\pi_t = \pi_t^e = 0$$

Cette situation correspond à un **équilibre coopératif** sous lequel on peut estimer la fonction de bien-être social en prenant l'espérance dans l'équation (15) et en notant $z = (k - 1)y^*$, il vient:

$$L = z^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

Considérons maintenant le deuxième cas où la Banque centrale revient sur sa promesse et minimise sa fonction de perte. Le niveau optimal est alors réalisé pour :

$$\pi_t = -\frac{b}{a+b^2}(z - \varepsilon)$$

c'est à dire que les autorités monétaires ont intérêt à " tromper " le public et à provoquer un peu d'inflation pour accroître le niveau de production dans l'économie.

Mais la duperie ne dure qu'un temps. A la période suivante, les agents privés ont intégré la probabilité que la Banque centrale ne respecte pas ces engagements. Les agents rationnels anticiperont donc un niveau π_t^e tel que la Banque centrale n'ait pas intérêt à en dévier en effectuant son programme de minimisation où elle considère π_t^e comme donnée. Ceci donne lieu au troisième cas qui correspond à l'équilibre en anticipations rationnelles.

L'équilibre en anticipations rationnelles est caractérisé par une situation dans laquelle les agents anticipent un niveau d'inflation π_t^e que la Banque centrale intègre dans sa fonction de perte comme une constante, elle écrit donc sa fonction de perte comme:

$$L = a\pi^2 + ((1 - k)y^* + b(\pi - \pi^e) + \varepsilon)^2$$

L'optimisation conduit donc à:

$$\pi = -\frac{(1 - k)by^*}{a + b^2} + \frac{b^2}{a + b^2}\pi^e - \frac{b}{a + b^2}\varepsilon \quad (16)$$

Les agents, tenant compte de cette optimisation, choisiront un niveau π_t^e tel que la Banque centrale n'ait pas intérêt à en dévier, n'ayant pas encore observé le choc ε ils anticiperont :

$$\pi^e = E(\pi) = -\frac{(1 - k)by^*}{a + b^2} + \frac{b^2}{a + b^2}\pi^e$$

soit :

$$\pi^e = -\frac{(1-k)by^*}{a}$$

L'inflation réalisée s'obtient donc en remplaçant dans l'équation (13), l'expression de π_i^e :

$$\pi_D = -\frac{(1-k)by^*}{a} - \frac{b}{a+b^2} \varepsilon \quad (17)$$

Le premier terme dans l'équation (17) représente le biais inflationniste qui, notons-le, est strictement positif et indépendant de l'état de la nature. Or, le niveau d'inflation socialement optimal étant supposé nul, ce biais inflationniste est sous-optimal du point de vue du bien-être social.

Le second terme illustre les efforts des autorités à réagir aux chocs d'offres.

Formellement, nous pouvons à présent écrire la fonction de perte sociale qui s'identifie à celle de la Banque centrale sous une politique discrétionnaire :

$$L_D = aE\left[\frac{-(1-k)by^*}{a} - \frac{b}{a+b^2} \varepsilon\right]^2 + E\left[(1-k)y^* + \frac{a}{a+b^2} \varepsilon\right]^2$$

ce qui donne après calcul en notant $z = (k-1)y^*$:

$$L_D = \left(1 + \frac{b^2}{a}\right)z^2 + \frac{1}{1 + \frac{b^2}{a}} \sigma_\varepsilon^2$$

avec $\theta = b^2/a$, on peut écrire:

$$L_D = (1+\theta)z^2 + (1/(1+\theta))\sigma_\varepsilon^2$$

On aboutit à un **équilibre de Nash non coopératif, sans gain en termes de production et inflationniste.**

La solution préférable est évidemment **l'équilibre coopératif**, celui où une Banque centrale crédible ne revient pas sur ses engagements. Il suffirait pour s'en rendre compte de comparer les fonctions de perte estimées sous les trois possibilités.

2.3 La politique de règle non contingente.

A la politique discrétionnaire, on peut opposer une autre politique, appelée règle de non-contingence ou règle automatique, qui fixe le niveau de la masse monétaire m indépendamment des réalisations des chocs d'offres. Friedman a proposé une règle analogue qui consiste à augmenter chaque année la masse monétaire dans une proportion fixe de k %. Cette règle, par sa simplicité et son caractère systématique est susceptible de consolider la crédibilité des autorités monétaires. Nous allons montrer que cette politique fait disparaître le biais inflationniste.

Nous reprendrons le même modèle précédent, et nous considéreront une fonction de demande de monnaie simplifiée du type de l'équation (12), que l'on écrit:

$$m_t = y_t + \pi_t$$

On reconnaît dans cette équation la théorie quantitative de la monnaie, où la vitesse de circulation étant constante égale à 1 et le niveau des prix à la période précédente est pris comme numéraire.

En se plaçant à une date t ; la Banque centrale est supposée avoir déjà acquis de la crédibilité, c'est à dire qu'elle a augmenté chaque année la masse monétaire dans la proportion annoncée de $k\%$ et a ainsi obtenue la confiance des agents. Ceux-ci anticipent parfaitement la variation de la masse monétaire durant la période t de sorte que $m_t = m_t^e$.

En utilisant l'équation de demande de monnaie (12), nous obtenons donc :

$$y_t - y_t^e = -(\pi_t - \pi_t^e)$$

En remplaçant dans la fonction d'offre de Lucas, on peut d'écrire :

$$(1+b)(\pi_t - \pi_t^e) = -\varepsilon_t$$

Grâce à la crédibilité acquise par la Banque centrale, la prévision d'inflation est nulle $\pi_t^e = 0$, ce qui permet d'écrire :

$$\pi_t = -\frac{\varepsilon_t}{1+b}$$

Le biais inflationniste que nous pouvons observer dans le cas d'une politique discrétionnaire a donc disparu : l'inflation est nulle en moyenne. La stabilité des prix est donc assurée.

Examinons maintenant l'impact de cette règle sur la fonction de perte des autorités monétaires. D'après la valeur de π_t calculée ci-dessus et sachant que $\pi_t^e = 0$, on en déduit que :

$$y_t = y^* - \varepsilon_t / (1+b)$$

De même que pour la politique discrétionnaire, on peut évaluer formellement la fonction de perte sociale :

$$L = E \left[\frac{a\varepsilon_t^2}{(1+b)^2} + \left(z - \frac{\varepsilon_t}{1+b} \right)^2 \right]$$

Plus précisément, en développant cette expression, nous trouvons :

$$L_R = z^2 + \frac{1+a}{(1+b)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

En comparant avec la perte occasionnée par une politique discrétionnaire L_D , nous trouvons que :

- le biais inflationniste est moins important (z^2 contre $(1 + \frac{b^2}{a})z^2$). Sur ce point, la règle est donc plus efficace que la discrétion. En se fixant une règle automatique, la Banque centrale réussit ainsi à stabiliser les prix, en éliminant tout biais inflationniste.
- Par contre, la perte occasionnée par la variabilité de l'output est plus importante si nous utilisons la règle de non-contingence que si nous appliquons une politique discrétionnaire. En effet, en comparant $\frac{1+a}{(1+b)^2}$ et $\frac{1}{(1+b^2/a)}$, il vient :

$$\left(1 + \frac{b^2}{a}\right)(1+a) - (1+b)^2 = \frac{(b-a)^2}{a} > 0$$

nous avons donc : $\frac{1+a}{(1+b)^2} > \frac{1}{(1+\frac{b^2}{a})}$.

Ceci achève de montrer que la variabilité de la production est plus forte dans le cadre d'une règle non-contingente. Les gains en crédibilité de la Banque centrale ont pour contrepartie une perte en flexibilité (capacité à réagir aux chocs d'offres exogènes).

Lors du passage de la discrétion à la règle, il s'opère donc un arbitrage entre variabilité des prix et variabilité de l'output; c'est l'arbitrage crédibilité / flexibilité. Acquérir de la crédibilité en

se fixant une règle automatique permet d'éliminer le biais inflationniste inhérent à la politique discrétionnaire au détriment de la flexibilité nécessaire pour s'accommoder aux chocs d'offre.

2.4 La politique du banquier "conservateur" de Rogoff.

Rogoff a proposé en 1985 une politique qui réalise un compromis entre la politique discrétionnaire et la règle non contingente. L'idée de Rogoff consiste à déléguer le choix de la politique monétaire à une autorité connue pour sa grande aversion pour l'inflation, ce qui confère à cette autorité et en l'occurrence la Banque centrale une forme d'indépendance puisqu'elle n'est plus obligée de partager la même aversion pour l'inflation avec la société. Pour arriver à cette fin, la société met à la tête de la Banque centrale un agent indépendant et conservateur qui donne, dans sa fonction de perte, plus de poids à la stabilisation d'inflation.

Le modèle consiste à remplacer le coefficient "a" dans l'équation (14) par un paramètre α tel que $\alpha > a$. Ainsi, le degré d'aversion relatif à l'inflation est donné par $1/\rho$ avec $\rho = a/\alpha$ (donc $\rho < 1$). La fonction de perte de la Banque centrale devient alors :

$$L = \alpha E\pi^2 + E(y - ky^*)^2$$

En effectuant les mêmes calculs que pour la politique discrétionnaire (voir ci-dessus), on trouve un niveau d'inflation donné par :

$$\pi_1 = (\rho b / a)z - ((\rho b / a) / (1 + \rho\theta))\varepsilon \quad (18)$$

Il ressort clairement de l'équation (18) que le biais inflationniste est inférieur à celui généré par la politique discrétionnaire. Cela est dû au facteur d'aversion relatif à l'inflation induit par le caractère conservateur de la Banque centrale.

Nous allons, à présent, évaluer comme on l'a fait précédemment pour les deux politiques, la valeur de la fonction de perte sociale. Cette fonction de perte, est à évaluer sur la base de l'aversion à l'inflation de la société, c'est-à-dire avec le coefficient a, et non sur la base de l'aversion à l'inflation de la Banque centrale c'est-à-dire avec le coefficient α . Ainsi :

$$L_1 = aE(\pi^\rho)^2 + E(y^\rho - ky^*)^2$$

$$L_1 = aE\left[\frac{-(1-k)by^*}{\alpha} - \frac{b}{\alpha + b^2}\varepsilon\right]^2 + E\left[(1-k)y^* + \frac{\alpha}{\alpha + b^2}\varepsilon\right]^2$$

$$L_1 = (1 + \rho^2\theta)z^2 + ((1 + \rho^2\theta) / (1 + \rho\theta)^2)\sigma_\varepsilon^2$$

Le gain en biais inflationniste est réalisé au détriment d'une plus grande variabilité de la production, vu que :

$$1/(1+\theta) < (1+\rho^2\theta)/(1+\theta\rho)^2$$

En effet, la dérivée de la fonction $f(\rho) = \frac{1+\theta\rho^2}{(1+\theta\rho)^2}$ s'écrit :

$$f'(\rho) = \frac{2\theta(\rho-1)}{(1+\theta\rho)^3} \quad \text{et} \quad \forall \rho \in [0,1] \quad f'(\rho) \leq 0$$

et donc $\forall \rho \in [0,1] \quad f(\rho) \geq f(1) = 1/(1+\theta)$

d'où la plus grande variabilité de l'output .

Par ailleurs, comme $\frac{1+a}{(1+b)^2} > \frac{1}{1+\frac{b^2}{a}} = \frac{1}{1+\theta}$ d'après les résultats de la partie

précédente, on peut choisir le paramètre ρ de façon à ce que la variabilité de la production sous la politique d'un banquier conservateur soit inférieure à la variabilité de la production sous une politique de règle automatique.

Ainsi, ce modèle dû à Rogoff se présente comme un compromis entre la politique discrétionnaire et la règle non contingente, dans le sens où il permet de réaliser un biais inflationniste moindre que celui réalisé sous la première, et une variabilité de la production moindre que celle de la deuxième. Ce modèle permet donc de gagner en crédibilité tout en préservant une certaine flexibilité

Rogoff a montré de plus, que si le paramètre ρ est choisi de façon optimale, la politique du banquier central " conservateur " permet d'atteindre un bien-être social meilleur que celui atteint par une politique discrétionnaire. En effet, en dérivant la fonction L_I par rapport à ρ il vient :

$$\partial L_I / \partial \rho = 2\theta z^2 \rho - \frac{2\theta \sigma_\varepsilon^2}{(1+\theta\rho)^3} (1-\rho)$$

Il existe $\rho_I \in]0,1[$ tel que :

$$\partial L_I / \partial \rho (\rho_I) = 0$$

et la fonction L_I est donc, décroissante sur $]0, \rho_I[$ et croissante sur $]\rho_I, 1[$ d'où :

$$L_I(\rho_I) < L_I(1) = L_D$$

ce qui achève la démonstration de la proposition de Rogoff.

Pour interpréter intuitivement ce résultat, Considérons l'effet d'une variation du paramètre ρ entre 0 et 1. En faisant augmenter le degré d'aversion à l'inflation du banquier central, on diminue le niveau des salaires qui correspond au niveau anticipé des prix. Mais, cet effet est contrebalancé par une incapacité à réagir aux chocs non anticipés. On est donc en présence d'un arbitrage entre ces deux effets, ce qui prouve que le paramètre optimal est strictement compris entre 0 et 1.

Plusieurs études empiriques ont tenté de vérifier la validité de l'hypothèse de Rogoff sur le modèle de la Banque centrale indépendante (Alesina et Gatti, 1995, [4]). Selon ce modèle, deux implications découlent de l'indépendance d'une Banque centrale : (i) une atténuation du biais inflationniste (moyenne d'inflation inférieure); (ii) et une accentuation du biais de stabilisation (augmentation de la variabilité de la production). La majorité de ces études ont validé la première implication quant au rapport " biais inflationniste - indépendance ", mais n'ont pas pu par contre, établir une relation significative entre l'indépendance de la Banque centrale et la variabilité de l'output. Ces preuves laisseraient à penser qu'on est en présence d'un possible " free-lunch " découlant de l'indépendance, à savoir un gain d'inflation sans aucune contrepartie relatif à la stabilisation de l'output.

Les résultats des travaux de Rogoff concernant l'indépendance de la Banque centrale et le succès de la Bundesbank ont inspiré les processus institutionnels d'indépendance de plusieurs Banques centrales européennes notamment la Banque d'Angleterre.

2.5 La politique des contrats optimaux.

2.5.1 Les contrats à la Walsh.

Dans un article récent, Walsh a proposé une politique alternative susceptible, du moins en principe, de résoudre le problème de l'arbitrage crédibilité / flexibilité (Walsh, 1995, [5]). L'idée de Walsh consiste à établir un contrat entre le gouvernement (l'agent principal) et la Banque centrale (l'agent) qui impose à cette dernière une taxe linéaire proportionnelle à tout dépassement de la cible d'inflation, mais qui lui garantit à l'inverse une prime proportionnelle si elle réalise une inflation moindre que la cible. Ainsi, la Banque centrale dispose d'une indépendance quasi-totale quant à ses instruments mais, est très contrainte quant à ces objectifs du fait que ces derniers sont inscrits dans les termes d'un contrat qui la lie au gouvernement.

Sous un tel contrat, la fonction de perte de la Banque centrale se voit modifiée et prend la forme suivante:

$$L = aE(\pi^2) + E(y - ky^*)^2 + w\pi$$

où $a > 0$, $k > 1$ et $w > 0$.

Tenant compte de l'équation (13), nous pouvons écrire le programme de minimisation de la Banque centrale, où comme dans le cas de la politique discrétionnaire la prévision d'inflation est prise comme une constante :

$$\underset{\pi}{\text{Min}} (a\pi^2 + ((1-k)y^* + b(\pi - \pi^e) + \varepsilon)^2 + w\pi)$$

Ce qui donne :

$$\pi = \frac{b^2}{a+b^2} \pi^e + \frac{b}{a+b^2} z - \frac{w}{2(a+b^2)} - \frac{b}{a+b^2} \varepsilon$$

Les agents tenant compte de cette maximisation et n'ayant pas encore observé le choc ε , anticipent un niveau π^e tel que :

$$\pi^e = \frac{b^2}{a+b^2} \pi^e + \frac{b}{a+b^2} z - \frac{w}{2(a+b^2)}$$

soit :

$$\pi^e = \frac{b}{a} z - \frac{w}{2a}$$

d'où le niveau d'inflation réalisé sous le régime d'un contrat w :

$$\pi = \frac{b}{a} z - \frac{w}{2a} - \frac{b}{a+b^2} \varepsilon$$

En évaluant formellement la fonction de perte sociale qui, soulignons-le, ne comporte pas de terme de taxe, il vient :

$$L_c = aE\left(\frac{b}{a} z - \frac{w}{2a} - \frac{b}{a+b^2} \varepsilon\right)^2 + E\left(z - \frac{a}{a+b^2} \varepsilon\right)^2$$

soit :

$$L_c = \left(a\left(\frac{b}{a} z - \frac{w}{2a}\right)^2 + z^2\right) + \frac{a}{a+b^2} \sigma_\varepsilon^2$$

Le contrat optimal qui permet de minimiser cette fonction de perte vérifie donc :

$$w = 2bz$$

et sous ce contrat, l'inflation réalisée vaut :

$$\pi = -\frac{b}{a+b^2} \varepsilon$$

et la fonction de perte sociale vaut :

$$L_C = z^2 + \frac{a}{a+b^2} \sigma_\varepsilon^2$$

En comparant cette fonction de perte aux fonctions de perte sociale sous une politique discrétionnaire ou sous une règle non-contingente, il apparaît que le système de contrats optimaux, du moins en théorie, permet d'obtenir un "free-lunch" en diminuant le biais inflationniste et en réduisant du même coup la variabilité de la production. On pourrait néanmoins se poser la question quant à la faisabilité d'un tel contrat. En effet ce dernier instaure une véritable relation principal-agent entre le gouvernement et la Banque centrale, et la présence d'une pénalité suppose que le gouvernement désire et puisse punir la Banque centrale en cas de déviation de cette dernière de la cible fixée (Il faut que le contrat soit assez crédible pour que la Banque centrale l'intègre dans sa fonction de perte). D'autre part concernant la pénalité elle-même, il est assez difficile en pratique de mettre en place une taxe linéaire indexée sur l'inflation.

La question sur la crédibilité du contrat ne fait en réalité que reformuler en d'autres termes le débat original : **politiques discrétionnaires contre règles**. En effet, il n'est pas plus crédible de la part d'un gouvernement de s'engager à punir la Banque centrale en cas de déviation de cette dernière de la cible fixée, que de s'engager à respecter lui-même une règle. Ce constat a poussé nombres d'auteurs à considérer la solution de Walsh plus comme un repositionnement du problème que comme une véritable solution (McCallum , 1995).

Quant à la nature de la punition, elle est souvent présentée dans la littérature sous une forme pécuniaire: le salaire du gouverneur ou le budget de la Banque centrale sont explicitement indexés sur le niveau d'inflation réalisé. Cependant, la linéarité de la punition peut être difficilement mise en évidence en pratique ; en effet, il n'existe aucun exemple de Banque centrale qui tire un quelconque bénéfice en réalisant une inflation moindre que la cible fixée, alors même que c'est une implication logique du contrat à la Walsh et sans laquelle l'optimum de première espèce n'a plus lieu.

Considérant ces différents points, le seul exemple d'un contrat à la Walsh (ou d'une de ces variantes) qu'on peut citer est l'exemple de la Nouvelle Zélande où une pénalité explicite est

inscrite dans le contrat qui lie le Gouvernement à la Banque centrale, qui prévoit une révocation du Gouverneur en cas d'échec dans la tentative de dépassement de la cible d'inflation déterminée. Walsh a montré que sous l'hypothèse que la probabilité de licenciement du gouverneur est proportionnelle au niveau d'inflation, un tel mécanisme de punition réplique exactement un contrat optimal à la Walsh.

2.5.2 Interprétation du contrat optimal par une cible d'inflation.

Récemment, Svensson a montré que la solution au problème crédibilité / flexibilité proposée par Walsh et qui repose sur un contrat qui lie la Banque centrale au Gouvernement, est analogue à une stratégie de ciblage d'inflation. L'idée de Svensson repose sur le fait que si la Banque centrale poursuit une cible d'inflation ρ inférieure à la cible socialement optimale, sa fonction de perte s'écrirait :

$$L = aE(\pi - \pi^*)^2 + E(y - ky^*)^2$$

Or cette même fonction de perte peut s'écrire comme :

$$L = aE\pi^2 + E(y - ky^*)^2 + (2a\pi^*)\pi + a\pi^{*2}$$

ce qui, à une constante près, traduit la fonction de perte d'une Banque centrale soumise à une taxe linéaire $w = 2a\pi^*$.

Ainsi, du moins formellement, viser une cible d'inflation en dessous de la cible socialement optimale est identique à un contrat à la Walsh. Cette stratégie serait donc susceptible d'améliorer le bien-être social. Seulement, quelle serait la nature de la punition imposée à la Banque centrale en cas de déviation ? Le gouvernement devra-t-il l'imposer ? De plus, est-il crédible pour une Banque centrale d'accepter un objectif d'inflation qui ne sera jamais atteint ?

2.6 Comparaisons des différentes politiques.

Dans la suite, nous désirons comparer les différentes fonctions de perte sociales évaluées sous les différents régimes :

Pour la politique discrétionnaire, on a :

$$L_D = \left(1 + \frac{b^2}{a}\right)z^2 + \frac{a}{a+b^2}\sigma_\varepsilon^2$$

Pour la règle automatique, on a :

$$L_R = z^2 + \frac{1+a}{(1+b)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

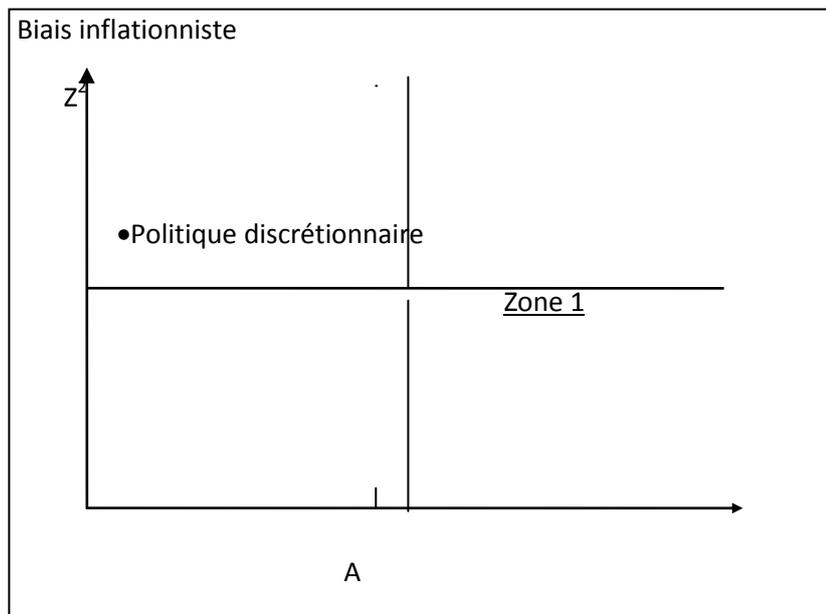
Pour la politique du banquier conservateur, on a :

$$L_I = \left(1 + \frac{b^2}{a} \rho^2\right) z^2 + \frac{a^2 + \rho^2 ab^2}{(a + \rho b^2)^2} \sigma_\varepsilon^2$$

et pour le contrat à la Walsh, on a :

$$L_C = z^2 + \frac{a}{a+b^2} \sigma_\varepsilon^2$$

Nous allons représenter dans un diagramme crédibilité-flexibilité les points représentatifs des différentes politiques.



Dans la figure précédente, le point A représente le point de référence ; tous les points de la zone 1 sont dominés par A, puisqu'à la fois la variabilité des prix - biais inflationniste - et la variabilité de la production sont plus importantes. A l'inverse, les points de la zone 2 dominent tous le point A. En dehors de ces points le classement n'est pas aussi direct car l'amélioration d'une des deux variables est compensée par la détérioration de l'autre. A partir de ce principe, on peut déterminer la courbe d'efficacité d'une politique ; c'est l'ensemble des points qui ne sont pas dominés l'un par l'autre. Ce sont des courbes d'iso-préférence. Une politique est dite préférable à une autre si la courbe d'iso-préférence qui passe par son point représentatif se trouve en dessous de la courbe d'iso-préférence qui passe par l'autre.

Ainsi dans la figure précédente, il apparaît qu'une politique de contrat optimal est directement préférable et à la politique discrétionnaire et à la règle automatique, car elle permet

d'améliorer, en les diminuant, le biais inflationniste et la variabilité de la production. Les travaux de Rogoff ont montré que la politique du banquier conservateur leur est également préférable, car elle se trouve sur une meilleure courbe d'iso-préférence.

3. Quels types de règles ?

S'il est entendu qu'une Banque centrale doit se voir confier l'objectif de stabilité des prix, un débat subsiste sur la question de savoir s'il est opportun de lui assigner également d'autres objectifs, tel celui de contribuer à la croissance ou de réduire le chômage.

Par ailleurs, on a pu observer au cours de la première partie que d'une part, la conduite d'une politique discrétionnaire s'avérait potentiellement inflationniste, et que d'autre part celle d'une règle non contingente ne permettait pas de réagir aux chocs d'offre.

Aussi, la plupart des Banques centrales adoptent désormais des politiques fondées sur l'annonce explicite et le respect de règles d'action sur lesquelles elles s'engagent. Cependant, ces règles diffèrent de la politique de règle automatique vue précédemment, dans le sens où elles prennent en compte l'état actuel de l'économie, elles sont donc contingentes à l'état de l'économie.

Avant d'examiner les politiques dites de cibles d'inflation qui constituent une classe importante des politiques de règles contingentes, nous allons d'abord présenter l'exemple le plus populaire de ces règles à savoir la règle de Taylor.

3.1 La règle de Taylor

3.1.1 La formulation initiale

A partir des données de la Réserve Fédérale Américaine sur la période 1984-1992 Taylor a estimé en 1993 la règle de politique monétaire suivante, qui traduit assez fidèlement la fonction de réaction de la Banque centrale américaine (Taylor, 1993, [6]):

$$r - \pi = 2 + 0.5y + 0.5(\pi - 2)$$

où

r	le taux d'intérêt des fonds fédéraux de court terme
π	le taux d'inflation moyen des quatre derniers trimestres
y	l'écart entre le PIB effectif et le PIB tendanciel

Quand l'inflation est égale à 2% et que le PIB atteint sa valeur tendancielle, le taux d'intérêt réel $r - \pi$ vaut 2% : ce qui est équivalent au taux de croissance tendanciel de l'économie américaine 2,2% sur la période 1984 - 1992.

Il apparaît bien que la règle de Taylor est une règle contingente dans le sens où, elle réagit aux variations des variables conjoncturelles - la production y et le niveau d'inflation actuel π -, par une action sur les taux d'intérêt.

3.1.2 Une généralisation

Goldman Sachs a proposé un aménagement partiel de la règle de Taylor en 1996, soulignant la nécessité de la prise en compte des anticipations d'inflation formulées par les Agents privés (Verdelhan, 1996, [7]).

Avec les notations précédentes :

$$r - \pi^e = \bar{r} + 0.5y + 0.5(\pi - \hat{\pi})$$

r	taux d'intérêt nominal de court terme
π^e	inflation anticipée par les agents privés
\bar{r}	taux d'intérêt réel de court terme neutre i.e. taux d'intérêt.
$\hat{\pi}$	taux d'inflation cible ou objectif d'inflation de la Banque Centrale

Il en résulte de la formulation initiale de la règle de Taylor ou de sa généralisation proposée par Goldman Sachs que le taux d'intérêt nominal à court terme doit être modifié par la Banque centrale dès que :

- Les anticipations d'inflation varient.
- L'écart entre le niveau de production effectif et le niveau de production tendanciel augmente.
- L'inflation est différente de la cible d'inflation.

Le premier point se rattache essentiellement à des questions de crédibilité de la Banque centrale. Plus cette dernière s'attachera à respecter ses objectifs d'inflation, moins le risque de voir augmenter les anticipations d'inflation sera élevé. En théorie, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, l'annonce publique de l'utilisation d'une règle de politique monétaire du type de Taylor devrait fixer les anticipations d'inflation dans le cas d'une Banque centrale crédible. En pratique, ces dernières sont difficilement mesurables, leur stabilité est donc absolument nécessaire.

Les deux suivants sont plus dépendants de l'activité et des fluctuations conjoncturelles. Si l'écart au PIB tendanciel venait à être négatif - contraction de l'activité - la Banque centrale devrait abaisser le taux d'intérêt nominal pour stimuler l'activité par le biais d'une incitation à

l'investissement. De même, une augmentation de l'inflation suggère de réduire la quantité de monnaie en circulation dans l'économie et donc d'augmenter le coût de détention de la monnaie par un relèvement du taux d'intérêt nominal.

3.1.3 Les critiques de la règle de Taylor

Elles sont de deux ordres : théoriques et pratiques.

Sur le plan théorique, les pondérations affectées aux écarts de production ou d'inflation sont identiques et égales à 0,5. Dans l'affirmative, quel critère justifie cette optimalité ? La recherche s'attache actuellement à ce point en essayant d'établir soit que cette règle peut être obtenue à partir d'un modèle de l'économie en maximisant une certaine fonction de réaction des Banques centrales, soit que la variance de l'inflation effective est minimale sous une règle de Taylor.

Sur le plan pratique, cette règle se heurte à la détermination des taux d'intérêt réel neutre et de l'écart de production (output gap). Taylor définissait le taux d'intérêt réel neutre comme étant égal au taux de croissance tendanciel de l'économie américaine sur la période 1987 - 1992 soit 2,2% alors que Goldman Sachs a proposé la valeur moyenne du taux d'intérêt réel de court terme sur la période 1987 - 1997 corrigé de façon discrétionnaire soit 3,5%.

Le même type de problème se pose pour l'estimation du niveau potentiel de production. Il existe différentes méthodes qui peuvent apporter des résultats sur le niveau de production tendanciel variant jusqu'à trois points

Cependant, malgré le fait qu'il n'a pas été encore possible de démontrer le caractère normatif de cette règle, on doit constater que son utilisation s'est très largement répandue dans les milieux économiques de la zone Euro. Ce succès s'explique probablement par la simplicité de son expression, mais, comme nous venons de le souligner, la plus grande prudence quant aux résultats de politique monétaire obtenus doit être adoptée : les estimations des écarts pouvant varier considérablement.

3.2 Stratégies de cibles d'inflation

Les stratégies dites de " ciblage direct de l'inflation ", consistent à se concentrer sur **l'objectif final de stabilité des prix**, publié généralement tous les ans, sans recourir à un objectif parallèle, tel la croissance économique ou la réduction du chômage.

Les décisions de politique monétaire s'appuient sur une comparaison entre l'objectif final et le taux d'inflation prévu à politique monétaire inchangée - la cible -. **La Banque centrale suit**

une règle qui stipule que tout écart entre ces deux niveaux devra être corrigé par une action sur les instruments intermédiaires - typiquement un ajustement des taux directeurs.

Or, l'objectif final est souvent trop vague et trop général pour que la Banque centrale puisse le contrôler directement (les autorités monétaires ne peuvent maîtriser directement l'inflation car elle dépend de chocs exogènes). Elle opte donc pour **un objectif intermédiaire** (exemple : la masse monétaire, le taux de change) qui lui est directement accessible, et qui lui, est bien défini. Faute de pouvoir stabiliser **directement** l'objectif final - l'inflation - la Banque centrale s'emploiera donc à stabiliser l'objectif intermédiaire, espérant ainsi s'approcher le plus du but final.

3.2.1 Objectifs intermédiaires.

La Banque centrale, par le biais d'un instrument (le taux d'intérêt interbancaire), poursuit une stratégie de stabilisation d'un objectif intermédiaire. Elle définit ce dernier de telle sorte que **le succès de la stratégie intermédiaire entraîne la stabilisation de l'objectif final.**

Aussi, un bon objectif intermédiaire doit vérifier quatre conditions :

- Il doit être choisi parmi les variables économiques ayant une forte corrélation avec l'objectif final - l'inflation- de telle sorte qu'un contrôle des fluctuations de l'objectif intermédiaire ait un impact sur la stabilisation de l'objectif final.
- Il doit être plus facile à contrôler que l'objectif final. La Banque centrale doit pouvoir agir directement ou avec des délais de transmission très réduite, sur le niveau de l'objectif intermédiaire.
- Il doit être également facile à observer par le public et par les autorités monétaires. Ce qui permet d'un côté aux agents de vérifier si les engagements de la Banque centrale concernant cet objectif sont tenus ou pas, et d'un autre à cette dernière d'afficher une certaine transparence dans l'exercice de sa politique.
- Enfin, il est intelligible dans le sens où il est aisément compréhensible par le public et les autorités monétaires, et que sa connaissance permet une bonne prévision de la politique monétaire future.

3.2.2 Réalisation de la stratégie de cible d'inflation: Ciblage de la prévision d'inflation à horizon fini.

Nous nous intéresserons dans cette partie, à montrer que la **prévision d'inflation à horizon fini** - 2 ans dans notre cas - peut constituer, dans le cadre d'une stratégie de ciblage, une

cible intermédiaire effective (Svensson, 1997, [8]). Nous illustrerons à travers cet exemple la mise en place, par la Banque centrale, d'une stratégie intermédiaire dans le cadre d'un programme global de stabilisation des prix.

La politique monétaire est conduite par une Banque centrale dont la cible d'inflation est π^* constante (la partie 3 s'intéresse au cas d'une cible dépendant du temps). Nous interpréterons **le ciblage d'inflation** comme le résultat d'un programme d'optimisation, qui consisterait à l'instant t , à choisir une suite de taux d'intérêts courant et futurs $\{i_\tau\}_{\tau=t}^\infty$, de façon à minimiser la fonction de perte **inter-temporelle** de la Banque centrale. Cette dernière s'écrit :

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_\tau) \quad (1)$$

où E_t est l'espérance conditionnelle à toute l'information disponible (à la Banque centrale) à l'instant t , δ est le coefficient de préférence inter-temporelle $0 < \delta < 1$, et L la fonction de perte de la banque centrale pour une période :

$$L(\pi_\tau) = \frac{1}{2} (\pi_\tau - \pi^*)^2. \quad (2)$$

La forme de la fonction de perte ci-dessus suppose que la Banque centrale ne se dresse comme objectif explicite que la stabilité des prix. Elle ne participe pas, du moins directement, à un quelconque objectif de croissance ou de réduction de chômage.

Ainsi, la Banque centrale tend à réduire **l'espérance** de la somme actualisée des carrées des déviations futures entre le niveau d'inflation et la cible, vue qu'elles ne possèdent pas de contrôle effectif sur le niveau d'inflation réalisé.

Le taux d'inflation est supposé suivre une évolution donnée par une courbe de Phillips augmentée:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

où $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ est le taux d'inflation pendant l'année t , p_t est le logarithme du niveau des prix, y_t est le niveau de la production (l'écart par rapport au niveau naturel) et x_t est une variable exogène qui pourrait représenter par exemple les dépenses de l'Etat. L'inflation courante augmente donc, si le niveau de la production est supérieur au niveau naturel (sur-utilisation des capacités productives).

Les évolutions de y_t et de x_t sont données par :

$$\begin{aligned} y_{t+1} &= \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) + \beta_3 x_t + \eta_{t+1} \\ x_{t+1} &= \gamma x_t + \theta_{t+1} \end{aligned} \quad (4)$$

i_t , le taux d'intérêt nominal, représentera l'instrument de la politique monétaire, c'est donc par son biais que les autorités monétaires agiront sur le niveau de l'inflation.

ε_t , η_t et θ_t sont des chocs i.i.d. affectant l'économie pendant la période t et inobservables au début de la période $t-1$.

Tous les coefficients sont supposés positifs. α_1 et β_2 sont supposés de plus non nuls et, β_1 et γ vérifiant $\beta_1 < 1$, $\gamma < 1$.

Ainsi, l'instrument monétaire de la Banque centrale, en l'occurrence, **le taux d'intérêt nominal (ou la base monétaire) affecte le niveau de production avec une période de retard et le niveau de l'inflation avec deux périodes de retard**. Par conséquent, l'impact de l'instrument sur l'inflation s'observe avec un temps de retard par rapport à son impact sur la production. Reste à vérifier ces délais mais pour l'instant, supposons que ces délais sont raisonnables dans le cadre de notre économie. D'après la remarque précédente, il apparaît légitime d'exprimer le niveau d'inflation π_{t+2} en fonction des variables à l'instant t , et des chocs survenant en $t+1$ et $t+2$.

$$\begin{aligned} \pi_{t+2} &= (\pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1}) \\ &\quad + \alpha_1 [\beta_1 y_t - \beta_2 i_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 x_t + \eta_{t+1}] \\ &\quad + \alpha_2 (\gamma x_t + \theta_{t+1}) + \varepsilon_{t+2} \\ &= a_1 \pi_t + a_2 y_t + a_3 x_t - a_4 i_t + (\varepsilon_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1} + \alpha_2 \theta_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) \end{aligned}$$

avec $a_1 = 1 + \alpha_1 \beta_2$, $a_2 = \alpha_1 (1 + \beta_1)$, $a_3 = \alpha_1 \beta_3 + \alpha_2 (1 + \gamma)$, et $a_4 = \alpha_1 \beta_2$

En remarquant que le taux d'intérêt en t n'affectera pas l'inflation en t et $t+1$, mais seulement à partir de $t+2$, et le taux d'intérêt en $t+1$ n'affectera que $t+3$, $t+4$..., le taux d'intérêt à l'instant t peut être déduit comme la solution du problème de maximisation **période par période** de :

$$\min_{i_t} E_t \delta^2 L(\pi_{t+2}) \quad (5)$$

La condition du premier ordre s'écrit :

$$\begin{aligned}\frac{\partial E_t \delta^2 L(\pi_{t+2})}{\partial i_t} &= E_t \left[\delta^2 (\pi_{t+2} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t} \right] \\ &= -\delta^2 a_4 (\pi_{t+2|t} - \pi^*) \\ &= 0\end{aligned}$$

où, on a écrit :

$$\pi_{t+2|t} = a_1 \pi_t + a_2 y_t + a_3 x_t - a_4 i_t \quad (6)$$

$\pi_{t+2|t}$ traduit $E_t \pi_{t+2}$, l'espérance à l'instant t du niveau d'inflation à l'instant $t+2$, c'est la prévision d'inflation à horizon de deux ans. π^* . Il est important de souligner ici que la prévision $\pi_{t+2|t}$ correspond à l'anticipation que l'on fait à l'instant t de la variation des prix entre les années $t+1$ et $t+2$, et qui est donc, en général, différente de l'anticipation en t de la variation des prix entre t et $t+2$.

Comme le coefficient a_4 est strictement positif, nous obtenons :

$$\pi_{t+2|t} = \pi^* \quad (7)$$

Ainsi, des équations (6) et (7), il en ressort que le taux d'intérêt, pour l'année t , doit être fixé de telle sorte que la prévision à l'instant t de l'inflation entre $t+1$ et $t+2$, conditionnellement à l'information disponible à l'instant t , soit égale à la cible d'inflation

Ce faisant, la prévision $\pi_{t+2|t}$ peut être considérée comme un bon candidat pour constituer un objectif intermédiaire dans une stratégie de ciblage d'inflation, d'autant plus qu'elle répond bien au quatre critères que doit respecter un objectif intermédiaire :

- Elle est, par sa définition même, la variable la mieux corrélée à l'inflation (au temps $t + 2$), puisqu'elle en est l'espérance.
- Elle est plus contrôlable que l'inflation elle-même. En effet, par le biais des instruments de la politique monétaire (ici le taux d'intérêt), la Banque centrale agit directement sur la prévision d'inflation (équation 6).
- La prévision d'inflation à horizon 2 est également plus aisément observable au temps t que l'inflation en $t+2$ car d'une part, elle est parfaitement définie au temps t , d'autre part, elle n'est pas affectée par des erreurs d'observation à la différence de l'inflation courante. Enfin, les prévisions d'inflation peuvent être publiées par la Banque centrale et le public peut y avoir accès.

- Enfin, la prévision d'inflation est plus transparente : si la prévision d'inflation est au-dessus de sa cible alors le public sait que le taux d'intérêt va être remonté. Dans, le cas inverse, le taux d'intérêt va baisser. La politique monétaire peut donc être aisément anticipée.

Formellement, l'équation (7) permet de remplacer le problème de minimisation (5) par un problème équivalent, portant sur la prévision à horizon de 2 ans de l'inflation, qui s'écrit :

$$\min_{i_t} L^i(\pi_{t+2|t}) \quad (5b)$$

où

$$L^i(\pi_{t+2|t}) = \frac{1}{2}(\pi_{t+2|t} - \pi^*)^2$$

En effet, les conditions du premier ordre issues de ces deux programmes sont identiques. Aussi, au lieu de minimiser l'espérance des carrées des déviations futures de l'inflation par rapport à la cible, la Banque centrale peut agir de telle sorte que l'écart entre la prévision actuelle de l'inflation en t+2 et la cible soit minimal.

La stratégie intermédiaire de la Banque centrale consiste donc à stabiliser l'objectif intermédiaire $\pi_{t+2|t}$, donc à réagir à chaque écart entre cette prévision et la cible fixée par une action sur les taux (programme 5b). Cette stratégie permet de réaliser indirectement le programme initial de stabilisation de l'objectif final (programme 5).

D'autre part, l'équation (7) définit la fonction de réaction de la Banque centrale qui s'écrit :

$$\pi^* = a_1\pi_t + a_2y_t + a_3x_t - a_4i_t \quad (8)$$

La Banque centrale réagit à tout écart entre la prévision d'inflation à horizon 2 et la cible π^* , en modifiant le taux d'intérêt i_t de telle sorte que l'égalité précédente soit toujours vérifiée.

Il est important de souligner que cette fonction de réaction que l'on obtient en suivant une politique de ciblage d'inflation ressemble formellement à une règle de Taylor, et peut en constituer une généralisation puisque les coefficients a_1 et a_2 ne sont pas astreints à être tous les deux égaux à 0.5. Ce résultat est remarquable car il permettrait de penser que les Banques centrales qui suivent une règle de Taylor, exécuteraient en réalité une politique de ciblage d'inflation.

3.2.3 Ciblage d'un objectif d'inflation dépendant du temps

Fonction de réaction de la Banque centrale en présence d'une cible d'inflation variable.

Dans cette partie, nous allons nous intéresser au cas où la cible d'inflation varie au cours du temps. Pour cela, nous considérons une cible d'inflation π^* , dite cible d'inflation explicite, désirée par les agents économiques et assignée à la Banque centrale. Par ailleurs, la Banque centrale possède une cible propre π_t^b , qualifiée de cible d'inflation implicite et qui peut dévier de la cible d'inflation désirée par les agents économiques.

La Banque centrale a toujours la même fonction de perte que précédemment, sauf que dans ce cas la cible π^* est remplacée par la cible d'inflation implicite π_t^b . Cette fonction de perte s'écrit donc :

$$L_t^b(\pi_t) = \frac{1}{2}(\pi_t - \pi_t^b)^2$$

La cible d'inflation implicite, c'est à dire la cible qui prime dans le programme d'optimisation de la Banque centrale est supposée varier dans le temps et suivre une évolution donnée par :

$$\pi_t^b = \pi^* + z_t \quad (9)$$

où z_t désigne la déviation entre la cible explicite et la cible implicite, qui est supposée suivre un processus auto-régressif d'ordre 1 (AR(1)) définie par :

$$z_{t+1} = (1 - \rho)\bar{z} + \rho z_t + \xi_{t+1} \quad (10)$$

L'espérance mathématiques \bar{z} de z_t est supposée constante, $|\rho| < 1$ pour assurer la stabilité du processus, et ξ_t est une suite de variable aléatoire i.i.d.

Le calcul de l'espérance mathématiques de π_t^b , fait apparaître un terme non aléatoire constant \bar{z} . En effet, cette espérance s'écrit :

$$E_t \pi_t^b = \pi^* + \bar{z}$$

Ce terme peut être interprété comme un biais inflationniste issu d'un équilibre en anticipations rationnelles d'un jeu à la Barro-Gordon.

Les mêmes calculs et remarques que pour le cas où la cible d'inflation était constante et égale à π^* , nous mènent au programme d'optimisation de la Banque centrale suivant :

$$\min_{i_t} E_t \delta^2 L_{t+2}^b(\pi_{t+2})$$

La condition de premier s'écrit :

$$\begin{aligned} \frac{\partial E_t \delta^2 L_{t+2}^b(\pi_{t+2})}{\partial i_t} &= -\delta^2 a_4 (\pi_{t+2|t} - \pi^* - z_{t+2|t}) \\ &= \delta^2 a_4 [\pi_{t+2|t} - \pi^* - (1 - \rho^2) \bar{z} - \rho^2 z_t] = 0 \end{aligned}$$

où l'expression de $\pi_{t+2|t}$ est donnée par l'équation (6).

comme a_4 est strictement positif, la condition de premier ordre conduit :

$$\pi_{t+2|t} = \pi^* + (1 - \rho^2) \bar{z} + \rho^2 z_t \quad (11a)$$

La fonction de réaction de la Banque centrale correspondante s'écrit donc :

$$i_t = \pi_t + b_1 [\pi_t - \pi^* - (1 - \rho^2) \bar{z} - \rho^2 z_t] + b_2 y_t + b_3 x_t \quad (11b)$$

où les coefficients b sont donnés comme précédemment.

On voit que dans la fonction de réaction, ainsi que dans l'expression de la prévision d'inflation à horizon 2, intervient la déviation entre la cible explicite et la cible implicite. Cela veut dire que les chocs qui altèrent le niveau de la cible d'inflation aujourd'hui, sont intégrés par la suite dans les prévisions futures de l'inflation et dans la fonction de réaction avec une atténuation exponentielle toutefois (en ρ^{2n}).

L'équilibre d'inflation à la date t+2 s'écrit donc :

$$\pi_{t+2} = \pi^* - (1 - \rho^2) \bar{z} - \rho^2 z_t + \varepsilon_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1} + \alpha_2 \theta_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$$

et l'équilibre de la production à la date t+1 est donné par :

$$y_{t+1} = \frac{\pi_{t+2} - \pi_{t+1} - \alpha_2 x_{t+1} - \varepsilon_{t+2}}{\alpha_1}$$

$$= \rho^2 (z_t - z_{t-1}) - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \gamma x_t - \frac{1}{\alpha_1} \varepsilon_t - \eta_t - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \theta_t + \eta_{t+1}$$

Ainsi, si à la date t la cible d'inflation implicite de la Banque centrale dévie de la cible d'inflation explicite de z_t alors le taux d'intérêt i_t est choisi de telle sorte que la prévision d'inflation $\pi_{t+2|t}$ dévie de π^* de $(1 - \rho^2)\bar{z} + \rho^2 z_t$. L'inflation en $t+2$ dévie alors aussi de $(1 - \rho^2)\bar{z} + \rho^2 z_t$. Nous remarquons également que pour une même déviation de l'inflation à la date t par rapport à la cible d'inflation explicite $\pi_t - \pi^*$, le taux d'intérêt choisi en réponse à cette déviation est plus faible de $b_1[(1 - \rho^2)\bar{z} + \rho^2 z_t]$ que celui choisi dans le cas où la Banque centrale partage la même cible d'inflation π^* avec les agents économiques.

On peut se demander si le public peut contrôler et se prémunir contre ces déviations. Supposons que les agents économiques ne peuvent pas directement observer π_t^b , mais qu'ils connaissent le modèle économique et par conséquent ils peuvent observer π_t , y_t , x_t et i_t à la date t (ils peuvent alors connaître les perturbations ε_t , η_t et θ_t). Il n'est alors pas nécessaire pour les agents d'observer directement π_t^b , puisqu'ils peuvent déduire la déviation $(1 - \rho^2)\bar{z} + \rho^2 z_t$ en comparant le taux d'intérêt observé avec celui relatif à la fonction de réaction (équation (8)) (ou en utilisant l'équation (11a)).

Les agents économiques peuvent ainsi deviner la cible implicite de la Banque centrale et alors critiquer ses déviations de la cible qui lui est assignée - cible explicite -. Supposons que ces critiques altèrent la fonction de perte de la Banque centrale par le biais d'une perte supplémentaire donnée par :

$$\varphi L_t^i(\pi_{t+2|t})$$

$$\text{où } L^i(\pi_{t+2|t}) = \frac{1}{2}(\pi_{t+2|t} - \pi^*)^2 \text{ et } \varphi > 0 \text{ (} \varphi \text{ mesure l'intensité de la critique).}$$

Si la Banque centrale prend en compte ces critiques dans son programme de minimisation à la date t . Ce programme s'écrit donc :

$$\min_{i_t} E_t \delta^2 L_{t+2}^b(\pi_{t+2}) + \varphi L_t^i(\pi_{t+2|t})$$

La condition de premier ordre est donnée par :

$$\delta^2 [\pi_{t+2|t} - \pi^* - (1 - \rho^2) \bar{z} - \rho^2 z_t] + \varphi (\pi_{t+2|t} - \pi^*) = 0$$

et donc

$$\pi_{t+2|t} = \pi^* + \frac{(1 - \rho^2) \bar{z} + \rho^2 z_t}{1 + \varphi / \delta^2} \quad (12)$$

On voit clairement que plus la critique est forte (φ grand), plus les agents économiques peuvent forcer la Banque centrale à avoir une prévision d'inflation $\pi_{t+2|t}$ proche de la cible d'inflation explicite π^* .

En pratique, comment les agents économiques peuvent-ils contrôler et évaluer la politique monétaire ? Pour ce faire, les agents économiques doivent connaître le modèle économique comme nous l'avons vu précédemment. Une solution consisterait à ce que la Banque centrale révèle au public son modèle et ses coefficients. En d'autres termes, la Banque centrale doit avoir une certaine transparence envers le public mais ce n'est pas le cas en général.

Pour contourner l'obstacle de la non-transparence de la politique monétaire, les agents économiques font appels aux résultats des prévisionnistes privés qui publient leur propre prévision d'inflation. En effet, l'expérience montre que dans la plupart des cas, la Banque centrale et les prévisionnistes réputés ont les mêmes informations sur l'état de l'économie et approximativement les mêmes modèles.

La Banque centrale garde quand même l'avantage de la planification pour les niveaux futurs des instruments qui ne sont pas observables par les agents économiques. Cela peut conduire à des différences systématiques dans les prévisions d'inflation à long terme entre la Banque centrale et les prévisionnistes.

Une manière de mettre en évidence des problèmes de crédibilité des autorités monétaires est de comparer les niveaux des taux d'intérêt que la Banque centrale prévoit de choisir et les taux d'intérêt futurs observés sur le marché monétaire. Les différences entre ces deux taux représentent des indicateurs à d'éventuels problèmes de crédibilité. En effet, ces différences correspondent à des différences liées aux prévisions d'inflation, dans le sens où l'objectif implicite de la Banque centrale est dévié de l'objectif estimé par les agents économiques. Pour remédier à cette situation, les autorités monétaires doivent augmenter de transparence à propos de ces modèles et de ces informations.

Indépendance et instabilité politique

Dans un article récent, Stefan Mellin s'est intéressé au cas où la Banque centrale mettait en œuvre une stratégie de ciblage d'inflation mais avec une cible d'inflation variant dans le temps,

introduisant ainsi une notion d'indépendance de la Banque centrale vis à vis de l'autorité gouvernementale (Mellin, 1997, [9]).

Poursuivant son objectif final, la Banque centrale doit déterminer pour chaque période, une cible d'inflation intermédiaire, qui toutefois, lui est suggérée voir imposée - selon le degré d'indépendance de la Banque centrale - par le Gouvernement en place.

Mellin fut amené ainsi, à considérer deux cibles d'inflations : la cible politique ou cible gouvernementale, et la cible propre à la Banque centrale qu'il suppose, sans grande perte de généralité, nulle. Selon son degré d'indépendance, la Banque centrale tiendra compte (ou pas) de la cible gouvernementale, lors de la détermination de la cible intermédiaire pour chaque période.

Ainsi la spécification de la cible intermédiaire de la Banque centrale qui va prévaloir dans son programme de minimisation, intègre un effet politique exogène; ceci permet notamment d'expliquer les fluctuations économiques résultantes de cycles politiques. En effet dans les sociétés démocratiques, des élections périodiques rythment la vie politique. Les gouvernements mettent en œuvre leurs promesses dans la première partie de leur mandat, puis adoptent une politique correctrice, afin de relancer l'économie avant les élections en vue de gagner le soutien des électeurs.

Pour formaliser cette idée simple, Mellin suppose que la cible intermédiaire $\hat{\pi}_t$ est un arbitrage linéaire entre la cible politique $\bar{\pi}_t$ et la cible propre à la Banque centrale π_t^c , ce qui s'écrit :

$$\begin{aligned}\hat{\pi}_t &= \psi \bar{\pi}_t + (1 - \psi) \pi_t^c \\ \pi_t^c &= 0\end{aligned}\tag{13}$$

où le paramètre ψ mesure le degré d'indépendance (indépendance quant au choix de sa cible intermédiaire, mais à priori pas au choix de ses instruments) de la Banque centrale, cette dernière est d'autant plus indépendante que ψ est petit.

Par ailleurs, Mellin traduit l'hypothèse que l'aversion gouvernementale à l'inflation varie au cours du temps, en écrivant que la cible politique $\bar{\pi}_t$ (et donc la cible intermédiaire qui lui est proportionnelle) suit un processus auto-régressif du premier ordre avec un terme permanent et un terme transitoire.

Sous ces hypothèses, Mellin montre l'existence d'un arbitrage indépendance/ Instabilité politique que l'on peut interpréter simplement en disant qu'en présence d'instabilité politique, il est préférable que la Banque centrale dispose d'une indépendance conséquente.

3.2.4 Un autre objectif intermédiaire : Cible monétaire

L'utilisation par la Banque centrale de la prévision d'inflation, comme cible intermédiaire permet d'utiliser toute l'information disponible, car la prévision d'inflation est, par définition, la variable la mieux corrélée à l'inflation. Cette information peut donc inclure les mesures du stock

de monnaie, mais normalement d'autres variables macro-économiques. Il apparaît donc clairement que la seule information concernant la croissance de la masse monétaire ne permet pas de prédire de manière optimale l'inflation future. Néanmoins, certaines banques centrales, notamment la Bundesbank, suivent un autre type de ciblage d'inflation dont l'objectif intermédiaire est l'accroissement de la masse monétaire. Nous nous interrogerons donc dans cette partie sur la validité d'une telle stratégie qui, à priori, devrait conduire à des résultats sous-optimaux.

Nous utiliserons pour cela le modèle précédent, mais avant nous allons introduire l'équation suivante traduisant la fonction de demande de monnaie, équation de type keynesien :

$$m_{t+1} - p_{t+1} = y_{t+1} - ki_t + v_{t+1} \quad (14)$$

m_t est le (logarithme de) de la masse monétaire agrégée (typiquement M3), v_t est un terme de perturbation i.i.d. La vitesse de circulation de la monnaie est supposée constante et égale à l'unité pour simplifier les calculs. Là encore, l'instrument de la banque centrale, à savoir i_t le taux d'intérêt nominal, affecte la demande de monnaie avec un temps de retard.

Cette formulation prend en compte le fait que la masse monétaire agrégée ne peut être considérée comme un objectif intermédiaire, dans le sens où la Banque centrale n'a pas un contrôle parfait dessus. L'équation (14) montre que la Banque centrale peut agir sur la masse monétaire agrégée en agissant sur la demande de monnaie, via l'effet direct retardé d'un temps de l'instrument, en l'occurrence le taux d'intérêt nominal, et via l'effet indirect de ce même instrument sur la demande de production.

En différenciant l'équation (14) entre deux temps t et $t+1$, il vient :

$$\mu_{t+1} = \pi_{t+1} + y_{t+1} - y_t - ki_t + ki_{t-1} + v_{t+1} - v_t$$

où $\mu_{t+1} = m_{t+1} - m_t$ représente le taux de croissance monétaire.

Comme le taux d'intérêt agit sur le taux de croissance monétaire avec un temps de retard, écrivons μ_{t+1} en fonction des variables en t et des chocs en $t+1$:

$$\begin{aligned} \mu_{t+1} &= \pi_{t+1} + y_{t+1} - y_t - ki_t + ki_{t-1} + v_{t+1} - v_t \\ &= (\pi_{t+1} + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_{t+1}) + (\beta_1 y_t - \beta_2 i_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 x_t + \eta_{t+1}) \\ &\quad - y_t - ki_t + ki_{t-1} + v_{t+1} - v_t \\ &= d_1 \pi_t + d_2 y_t + d_3 x_t - d_4 i_t + ki_{t-1} - v_t + (\varepsilon_{t+1} + \eta_{t+1} + v_{t+1}) \end{aligned}$$

avec $d_1 = 1 + \beta_2$, $d_2 = \alpha_1 + \beta_1 - 1$, $d_3 = \alpha_2 + \beta_3$, et $d_4 = \beta_2 + k$

Introduisons maintenant, $\mu_{t+1|t}$ la prévision à horizon 1, de la croissance monétaire μ_{t+1} :

$$\mu_{t+1|t} = E_t(\mu_{t+1}) = d_1\pi_t + d_2y_t + d_3x_t - d_4i_t + ki_{t-1} - v_t \quad (15)$$

Considérons à présent, une banque centrale (typiquement la Bundesbank) qui poursuit une cible intermédiaire de croissance monétaire. En toute généralité, la banque centrale cherche à minimiser :

$$E_t \frac{1}{2} (\mu_{t+1} - \mu_{t+1|t}^*)$$

où $\mu_{t+1|t}^*$ désigne une cible qui peut dépendre du temps et de l'état actuel de l'économie.

Nous désirons montrer qu'avec un choix particulier de $\mu_{t+1|t}^*$, la Banque centrale peut atteindre le même but qu'une Banque centrale qui elle, suit une stratégie intermédiaire de ciblage de la prévision d'inflation (partie 2).

Pour cela nous allons exprimer la prévision d'inflation à horizon 2 ans, en remplaçant dans l'équation (7) l'expression de i_t déduite de l'équation (15):

$$\begin{aligned} \pi_{t+2|t} &= a_1\pi_t + a_2y_t + a_3x_t - \frac{a_4}{d_4} (-\mu_{t+1|t} + d_1\pi_t + d_2y_t + d_3x_t + ki_{t-1} - v_t) \\ &= f_1\pi_t + f_2y_t + f_3x_t - f_4i_{t-1} + f_5v_t + f_5\mu_{t+1|t} \end{aligned}$$

Où

$$f_1 = a_1 - \frac{a_4d_1}{d_4}, \quad f_2 = a_2 - \frac{a_4d_2}{d_4}, \quad f_3 = a_3 - \frac{a_4d_3}{d_4}, \quad f_4 = \frac{a_4k}{d_4} \quad \text{et} \quad f_5 = \frac{a_4}{d_4}$$

$\mu_{t+1|t}^*$ est la cible du taux de croissance monétaire, qui rendrait la prévision d'inflation à horizon 2 ans égale à la cible d'inflation π^* , elle vérifie donc :

$$\pi^* = f_1\pi_t + f_2y_t + f_3x_t - f_4i_{t-1} + f_5v_t + f_5\mu_{t+1|t}^* \quad (16)$$

ce qui conduit à :

$$\mu_{t+1|t}^* = \pi^* - g_1(\pi_t - \pi^*) - g_2y_t - g_3x_t + k(i_{t-1} - \pi^*) - v_t \quad (17)$$

avec

$$g_1 = \frac{f_1}{f_5}, \quad g_2 = \frac{f_2}{f_5} \quad \text{et} \quad g_3 = \frac{f_3}{f_5}$$

Sous réserve que la cible de croissance monétaire vérifie l'équation précédente, les deux banques centrales avec des stratégies intermédiaires différentes aboutiront au même objectif intermédiaire final $\pi_{t+2|t} = \pi^*$.

Or, comme on peut l'observer à travers l'équation (17) la cible de croissance monétaire dépend de l'état de l'économie, elle est donc susceptible de changer d'année en année de manière très conséquente qui n'a rien à voir avec des changements provenant de chocs qui eux ont des amplitudes plus ou moins raisonnables. Ceci pose un énorme souci à la banque centrale qui réside dans le fait que le public accepterait mal le fait que la cible de masse monétaire visée par la banque centrale varie de cette manière d'année en année : Le public interprétera cela plutôt comme un manque de transparence de la banque centrale, alors même que la banque centrale agit en toute transparence et en parfait accord avec sa stratégie. Pour faire face à ce problème, les banques centrales qui utilisent ce type de ciblage annoncent une cible différente de la cible optimal $\mu_{t+1|t}^*$ qui elle, est acceptée par le public car elle ne variera pas énormément et confèrera à la banque centrale une "pseudo-crédibilité".

4. Estimation de la fonction de réaction de Bank-Al-Maghrib

4.1 Introduction

Comment les autorités monétaires réagissent à des chocs économiques? Cette question a été traitée dans la littérature économique et des travaux empiriques ont été menés surtout dans les pays développés. Cette partie de ce travail s'intéresse essentiellement à cette question dans le cadre de la politique monétaire menée dans notre pays. Notre objectif est d'estimer une fonction de réaction des autorités monétaires qui répond d'une part à l'écart entre le PIB observé et tendanciel et d'autre part à l'écart entre l'inflation observée et désirée.

Il faut bien noter que cette fonction est hypothétique et relève d'un souci de formalisation de la réaction des autorités monétaires face à des chocs économiques. Cette fonction pourra aussi représenter une règle à suivre dans le cadre de la conduite de la politique monétaire.

4.2 Spécification de la fonction de réaction

La règle de **Taylor** met l'accent sur l'utilisation du taux d'intérêt directeur de la Banque centrale comme instrument de la politique monétaire. Au lieu d'utiliser ce taux dans notre fonction, nous optons pour la base monétaire vu que cette variable est corrélée à l'offre de monnaie qui représente un objectif intermédiaire de politique monétaire. Les autres variables sont l'écart entre le PIB observé et tendanciel et l'écart entre l'inflation observée et désirée. La fonction hypothétique de réaction peut alors s'écrire:

$$b_t = \beta_0 + \beta_1(y_t - y_t^*) + \beta_2(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

b: Base monétaire;

y-y*: écart entre le PIB observé et le PIB tendanciel;

π - π^* : écart entre inflation observée et l'inflation désirée.

Toutes les variables sont mesurées en *ln*.

Bien évidemment cette fonction peut inclure d'autres variables, notamment l'écart entre le taux de change observé et celui d'équilibre.

4.3 Forme testable

Une forme testable de l'équation (1) peut s'écrire comme:

$$\Delta(b_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i * \Delta(b)_{t-i} + \sum_{j=1}^k [\phi_{1j} * (y - y^*)_{t-j} + \phi_{2j} * (\pi - \pi^*)_{t-j}] + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta(b_t) = b_t - b_{t-1}$$

$$\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$$

L'équation (2) est un modèle *autorégressif* avec *Lag* d'ordre p et k, *ADL(p,k)*. L'intuition derrière cette spécification est que la Banque centrale adapte progressivement sa politique monétaire, la lisse à travers les paramètres θ_i et l'ajuste en tenant compte des écarts observés sur les variables endogènes. L'équation (2) peut inclure des « Dummy » variables pour rendre compte des réformes économiques qui ont affecté la conduite de la politique monétaire et des chocs exogènes. Bien entendu, on s'est assuré que toutes les variables sont stationnaires. (voir le principe du test Dickey Fuller en Annexe1)

Pour estimer cette équation, nous utilisons la technique **OLS** (Ordinary Least Squares). Pour le choix de l'ordre de l'autorégressif (p,k), nous tenons en compte la longueur des séries et nous procédons par tâtonnement jusqu'à obtenir un modèle qui maximise un critère d'information comme le **AIC** (voir l'annexe pour l'explication de ce critère).

4.5 Résultats

L'équation (2) est testée sur des données trimestrielles s'étalant de T2 1990 au T3 2003. La source de ces données est la Direction des études et des Relations Internationales. Nous commençons par tester un $ADL(1,1)$. Les résultats obtenus à l'aide du Logiciel E-Views se présentent comme suit :

Variables	Coefficients	Stat.de Student
<i>PIB</i>	$9.46 \cdot 10^{-7}$	0.1885
<i>PIB (-1)</i>	$9.01 \cdot 10^{-7}$	0.1813
<i>INFLATION</i>	-0.6883	-1.3966
<i>INFLATION(-1)</i>	1.0945	2.2024
<i>DUMMY(*)</i>	-0.2064	-4.9793
<i>C</i>	0.0281	5.1449
	$R^2 = 0.4672$	$DW(**) = 1.7048$

(*) En accordant une valeur 1 pour le 4^{ème} trimestre 1992 et 0 ailleurs.

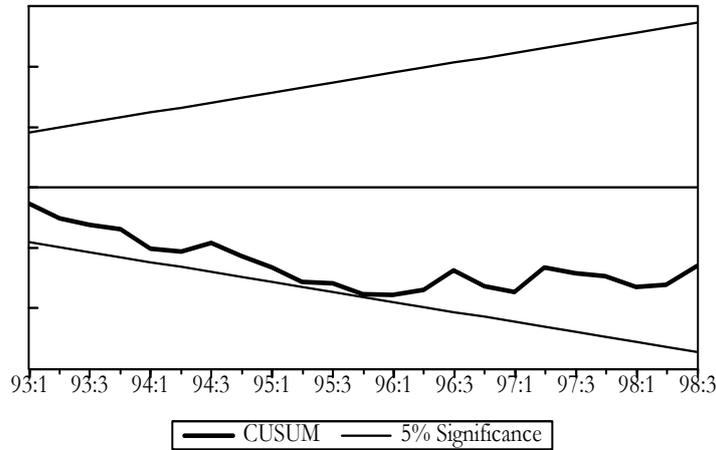
(**) Test de Durbin-Watson pour la non autocorrection des résidus.

Les résultats sont décevants. En effet, on remarque que seul le coefficient de l'inflation avec un retard d'un trimestre est significatif pour un niveau d'erreur $\alpha = 5\%$. Il est intéressant de noter que le coefficient de cette variable est positif, chose qui veut dire simplement que si on observe au trimestre t-1 un écart significatif entre l'inflation réalisée et la cible on devrait augmenter la base monétaire de tel façon à réduire cet écart. Cette déduction est incohérente avec la théorie économique qui stipule que pour combattre une pression inflationniste il faut réduire l'offre de monnaie. Avant de se prononcer définitivement sur le signe de l'inflation dans l'estimation, nous allons réestimer le modèle en ôtant toutes les variables dont le coefficient n'est pas significatif. On obtient alors :

Variables	Coefficients	Stat.de Student
<i>INFLATION(-1)</i>	1.0299	2.1177
<i>DUMMY</i>	-0.2168	-5.4019
<i>C</i>	0.0283	5.2567
	$R^2 = 0.4439$	$DW(**) = 1.7864$

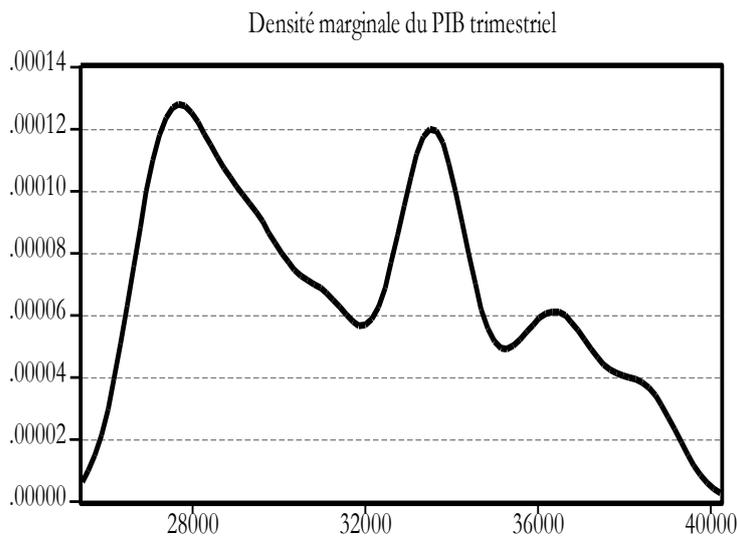
Le coefficient de l'inflation au trimestre t-1 est significatif au seuil d'erreur $\alpha=5\%$. La statistique de Durbin-Watson, nous permet d'affirmer que les résidus ne sont pas autocorrélés et que les estimateurs sont interprétables. L'inflation au trimestre t-1 a toujours un impact positif sur la variation de la base monétaire entre le trimestre t-1 et t, comment expliquer ce signe ? Une hypothèse d'explication est que si une pression inflationniste se dessine en t-1, il y a une forte chance qu'elle parvienne d'une hausse de la demande globale, cela se traduit par une hausse de la demande d'encaisse monétaire de par les ménages, l'offre de monnaie devrait suivre, ce qui se traduit par une hausse de la base monétaire entre t et t-1. Ce résultat est vérifié sur l'ensemble de

la période d'estimation comme le confirme le test de stabilité des paramètres de la dernière équation estimée :



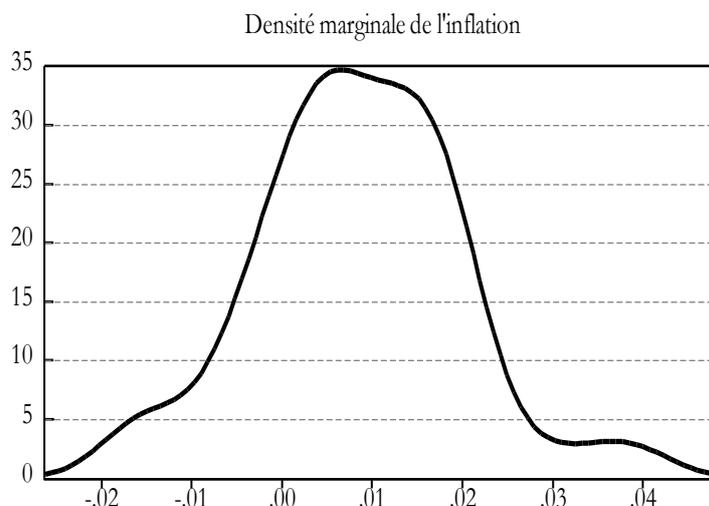
On remarque que la statistique du CUSUM¹ est contenue dans le corridor au seuil de 5%, les paramètres estimés sont stables sur la période d'estimation.

Ces résultats peuvent être interprétés autrement. En effet, on peut supposer que les autorités monétaires suivent une règle à la Friedman. Ce dernier a proposé une règle simple et systématique qui consiste à accroître la masse monétaire dans une proportion fixe. Dans notre cas elle prendrait la forme d'une politique d'accompagnement de l'évolution de l'activité et de la demande de monnaie. Cette classe de règle comme on l'a vu dans la première partie de ce travail a comme implication une stabilité au niveau de l'inflation mais une importante variabilité du PIB. L'estimation de la densité marginale de ces deux processus confirme ce constat :



¹ Test de stabilité des paramètres du modèle.

On remarque que la densité marginale du PIB présente au moins trois modes, ce qui laisse entendre que cette grandeur a connu au moins trois régimes ou phases d'évolution.



Par contre, l'inflation a une densité marginale uni modale dont la plus parts des points sont inclus entre -1% et 2%, l'inflation est maîtrisée sur la période d'estimation.

Si les résultats ne sont pas assez concluants, statistiquement, quand à l'estimation de l'équation (2), ils nous permettent de conclure que la règle s'apparente à celle qui a été proposée par Friedman. Dans la section qui va suivre, on s'intéressera à la simulation de la règle de Taylor, on cherchera les paramètres de cette règle qui auraient prévalu si les autorités monétaires suivaient une telle règle.

4.6 Simulation de la règle de Taylor

Le principe de simulation consiste à chercher les paramètres de la règle de Taylor qui permettent de résoudre le programme d'optimisation suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Min}_{a,b} \sum_i (TD^{BC} - TD^{Taylor})_i^2 \\ \text{SC} : TD^{Taylor} = r_{neutre} + \pi_{anticipée} + a * y + b * (\pi_{anticipée} - \pi_{cible}) \\ a \geq 0 \\ b \geq 0 \end{array} \right.$$

TD^{BC} : Taux directeur de la Banque centrale ;

TD^{Taylor} : Taux directeur obtenu par la règle de Taylor ;

y : écart entre le Produit Intérieur réel et Produit Intérieur réel tendanciel ;

r_{neutre} : taux réel neutre de long terme, égale au taux de croissance tendanciel de l'économie ;

$\pi_{\text{anticipée}}$: Moyenne mobile du niveau des prix sur quatre trimestre pour lisser les fluctuations ;

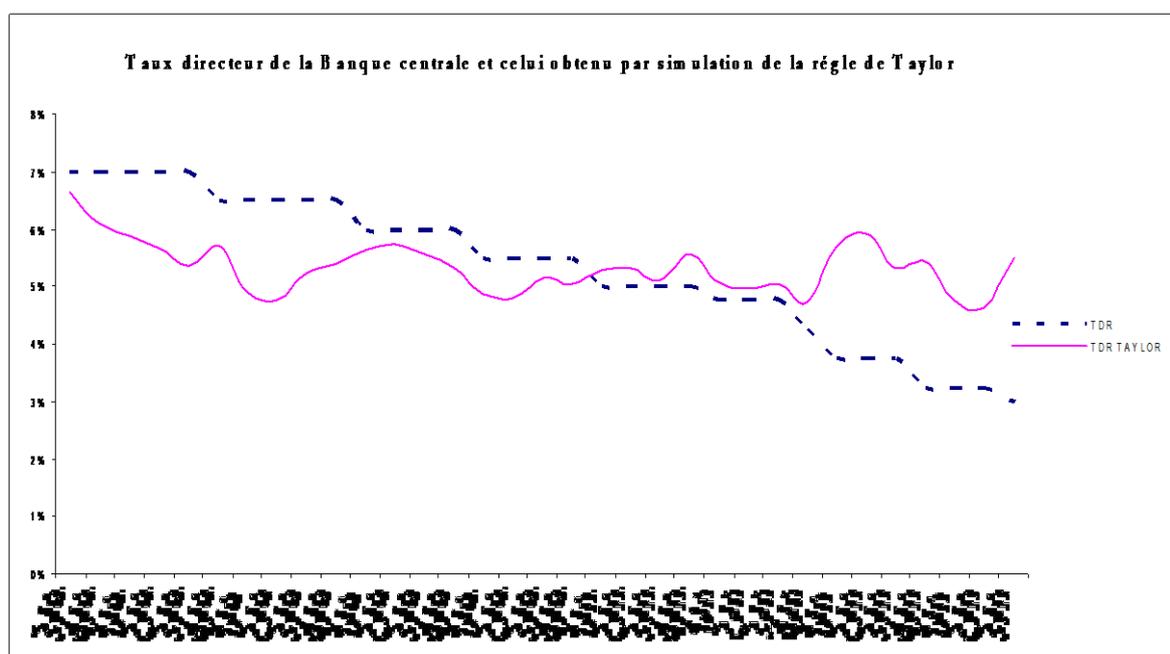
π_{cible} : la moyenne de l'inflation réalisée sur la période de l'étude.

L'échantillon s'étale du T3-1995 au T3-2003. On obtient après résolution de ce programme les paramètres suivants :

$$a = 0$$

$$b = 0.18$$

Le paramètre de pondération de l'écart entre le PIB réel et sa tendance est nul. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle les autorités monétaires accordent plus de poids à l'inflation dans leur objectif et n'ont aucun pouvoir stabilisateur sur l'activité, du moins à court terme. En injectant ces paramètres dans la règle de **Taylor**, on obtient alors une simulation de la série du taux directeur :



5. Estimation de la fonction de réaction de la Banque centrale (*une approche alternative*)

5.1 Présentation de l'approche

L'estimation de la fonction de réaction de la banque centrale vise en premier lieu à traduire ses actes le mieux possible sous forme d'une règle de décision parcimonieuse. Une telle règle devrait incorporer les variables économiques clés que la Banque Centrale est censée analyser pour décider de la conduite de sa politique monétaire.

Cette fonction définit implicitement un taux d'intérêt cible i_t qui correspond au taux que la Banque centrale devrait fixer en suivant une règle optimale.

Nous présentons dans ce qui suit une fonction de réaction inspirée de celle présentée par J.Taylor en 1993 et qui a été estimée pour les Etats-Unis.

La règle de Taylor relie mécaniquement le niveau du taux d'intérêts à très court terme, contrôlé par la Banque Centrale, à l'écart d'inflation par rapport un niveau cible $\pi_t - \pi^*$ et à l'écart de production y_t (ou « output gap » défini comme la différence entre le PIB et son niveau potentiel soutenable sans pression inflationniste ou déflationniste.

Théoriquement cette règle est décrite par l'équation suivante :

$$i_t = \alpha + \beta \cdot (\pi_t - \pi^*) + \gamma \cdot y_t + \rho \cdot i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Les paramètres β et γ mesurent l'importance des variables économiques retenues dans la détermination du taux cible, soit la sensibilité apparente de la Banque centrale à ces variables.

Les autorités monétaires ajustent généralement graduellement leurs politiques monétaires : elles ont tendance à lisser les mouvements du taux d'intérêts dans le temps. Le temps moyen nécessaire à cet ajustement définit ainsi *la vitesse de réaction* d'une Banque centrale, qui se traduit par l'introduction d'un terme de taux court retardé et pondéré par le coefficient ρ .

Le terme constant α peut être remplacé en partie par une estimation du taux réel neutre de long terme qui est égale au taux de croissance tendanciel de l'économie. Selon la règle d'or, ce taux permet dans une économie le partage optimal entre consommation et épargne.

Dans ce cadre d'analyse, on parlera de sensibilité d'une Banque centrale pour indiquer dans quelle mesure elle réagit fortement ou non à une variable donnée, et de la vitesse de réaction pour décrire son comportement de lissage dans le temps ou le temps moyen nécessaire à l'ajustement de sa politique en fonction de l'évolution des variables qu'elle surveille.

Dans le cas du Maroc, l'estimation de la règle de Taylor comme a été présentée précédemment ne donne aucun résultat significatif. Des modifications paraissent indispensables à apporter à la formulation originale de Taylor pour aboutir à une spécification qui s'ajustera le mieux aux données économiques marocaines.

Ainsi la fonction de réaction proposée prend la forme suivante :

$$Tdir(t+1) - Rneutre = C + \beta \cdot (\pi_t - \pi^*) + \gamma \cdot (m_t - y_t) + Tdir(t-1) + \varepsilon_t$$

Où,

$Tdir(t+1)$: le taux directeur de BAM prospectif à très court terme ;

$\pi_t - \pi^*$: écart entre l'inflation et l'inflation cible fixée à 2% par an.

y_t : l'écart entre le PIB réel et le PIB réel tendanciel ($Y - Y^*/Y$) ; Y^* est estimé en utilisant le filtre de *HODRICH-PRESCOTT*.

m_t : l'écart entre la base monétaire et la base monétaire tendancielle.

R_{neutre} : taux réel neutre de long terme qui est égale au taux de croissance tendanciel moyen de l'économie.

$Tdir(t-1)$: le taux directeur de BAM rétrospectif à très court terme;

ε_t : la partie résiduelle non expliquée.

5.2 Estimation de la fonction de réaction

L'estimation de la fonction de réaction est effectuée sur des données trimestrielles couvrant la période du 3^{ème} trimestre 1995 au 3^{ème} trimestre 2003, soit un échantillon de 33 points.

$$Tdir^{est}(t+1) - R_{neutre} = -0.014 + 0.7371*(\pi_t - 0.02) - 0.0313*(m_t - y_t) + 0.9725*Tdir(t-1)$$

(-2.14)	(2.81)*	(-2.80)*	(17.69)*
(0.042)	(0.009)**	(0.009)**	(0.000)**

$$R^2 = 0.9523 \qquad DW^{(***)} = 1.7637$$

(*) statistique de student ; (**) probabilité d'erreur.

(***) statistique du test de Durbin-Watson pour la non auto corrélation des résidus
la valeur moyenne du R_{neutre} est estimée à 2.5%.

La fonction estimée (voir figure a) est significative, son coefficient d'ajustement est bien élevé. Le test de non auto corrélation des résidus donne également un résultat significatif puisque la statistique de Durbin-Watson est proche de 2. En ce qui concerne les paramètres de sensibilité de la fonction de réaction, ils sont tous significatifs à un niveau d'erreur très bas qui ne dépasse pas 1%.

D'après les estimations statistiques, la Banque Centrale est censée être beaucoup plus sensible aux mouvements inflationnistes qui écartent le taux d'inflation réalisé au taux cible fixé par les autorités monétaires. La Banque Centrale devrait normalement réagir suite à une hausse d'inflation par rapport à la cible en augmentant son taux directeur. Une telle hausse du taux directeur aura un effet négatif sur la demande de monnaie et par suite pourrait ramener le taux d'inflation à son niveau d'équilibre.

La fonction de réaction ainsi estimée diffère légèrement de celle présentée par Taylor et notamment par son terme qui introduit, à la place de la croissance tendancielle du PIB, l'écart entre la croissance tendancielle de la base monétaire et celle du PIB. Les différents tests examinés à cet égard montrent que notre version s'ajuste beaucoup mieux aux données marocaines que la version originale de Taylor.

S'agissant de l'écart entre croissance tendancielle de la base monétaire et croissance tendancielle du PIB, la sensibilité de la Banque centrale face à cet élément est moins importante, son

paramètre est estimé à -0.031. Bien que cette estimation est très significative du point de vue statistique, elle relève un problème de signe. La valeur négative du paramètre γ contredit la façon dont la Banque centrale doit normalement réagir en situation de hausse d'inflation. En effet, lorsque l'écart tendanciel entre la base monétaire et le PIB réel se creuse, des pressions inflationnistes vont surgir, ce qui devrait pousser la Banque centrale à augmenter son taux directeur pour réduire le pouvoir de création monétaire des banques commerciales.

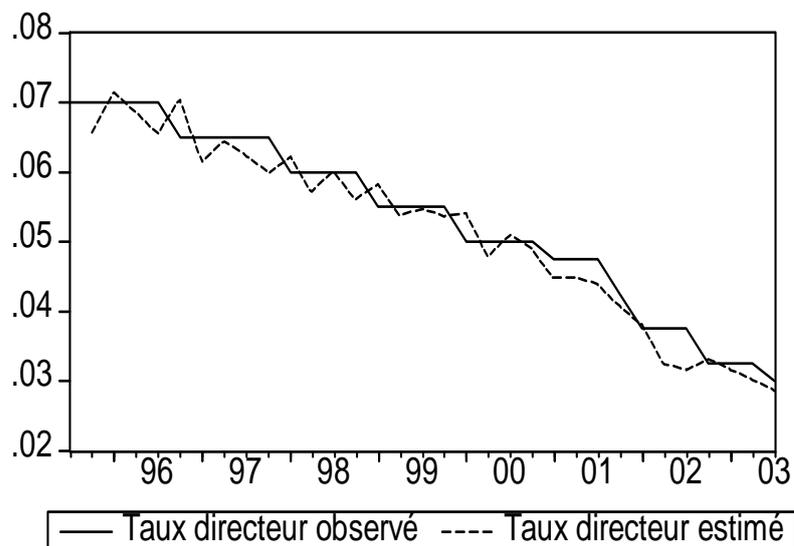


Figure (a) : courbes des taux directeurs observé et proposés par la fonction de réaction estimée..

En termes de vitesse de réaction de la Banque centrale, le coefficient ρ est très significatif puisque le test de Student donne une probabilité d'erreur presque nulle. La valeur du paramètre est estimée à 0.97, pas trop loin de 1. Ceci laisse conclure que la vitesse de réaction de la Banque centrale est assez lente si on la compare par exemple avec à la vitesse de réaction de la BCE qui est évaluée à 0.80 sur la période 1999-2003.

6. Modèle de prévision de l'inflation

6.1 Présentation du modèle

Si les autorités monétaires ont pour objectif final de maîtriser le niveau d'inflation, ils doivent se doter d'un modèle de prévision de cette variable. Nous développons dans cette partie un modèle de prévision structurel qui relie l'inflation aux différentes variables de politique monétaire, l'équation à estimer est la suivante :

$$\pi_t = \alpha + \beta * TD_t + \lambda(m - y)_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$$

$\pi_t = (ICV_t - ICV_{t-3}) / ICV_{t-3}$, ICV : Indice du coût de la vie mensuel des produits non alimentaires²;

TD_t : Image à fin du trimestre du taux directeur de la Banque centrale ;

$m_t = (\text{Base monétaire} - \text{sa tendance}) / \text{Base monétaire}$;

$y_t = (\text{PIB réel} - \text{sa tendance}) / \text{PIB réel trimestriel}$.

6.2 Estimation

Les données sont trimestrielles et s'étalent du T3-1995 au T3-2003. L'estimation de l'équation (3) donne les résultats suivants :

Variables	Coefficients	Stat.de Student
<i>TDIR</i>	0.1291	3.8491
<i>M-Y</i>	0.0166	2.0819
<i>C</i>	-0.0028	-1.5031
	$R^2 = 0.4137$	$DW(**) = 2.0633$

Hormis la constante, les autres coefficients sont significatifs au seuil de 5%. La statistique de Durbin-Watson montre que les résidus ne sont pas autocorrélés. Le signe du coefficient du taux directeur devrait être négatif, ce constat nous pousse à s'interroger sur l'efficacité de la transmission des signaux de la politique monétaire car une hausse du taux directeur devrait influencer négativement le niveau d'inflation; même en testant des retards différents, le signe de ce coefficient reste positif.

Comment expliquer cette incohérence ? Une hypothèse d'explication se trouve du côté de la courbe de **Phillips** augmentée des anticipations :

$$\pi = \pi^e - \beta(u - u^*)$$

π : Inflation constatée ;

π^e : Inflation anticipée ;

$u - u^*$: Taux de Chômage – Taux de Chômage naturel.

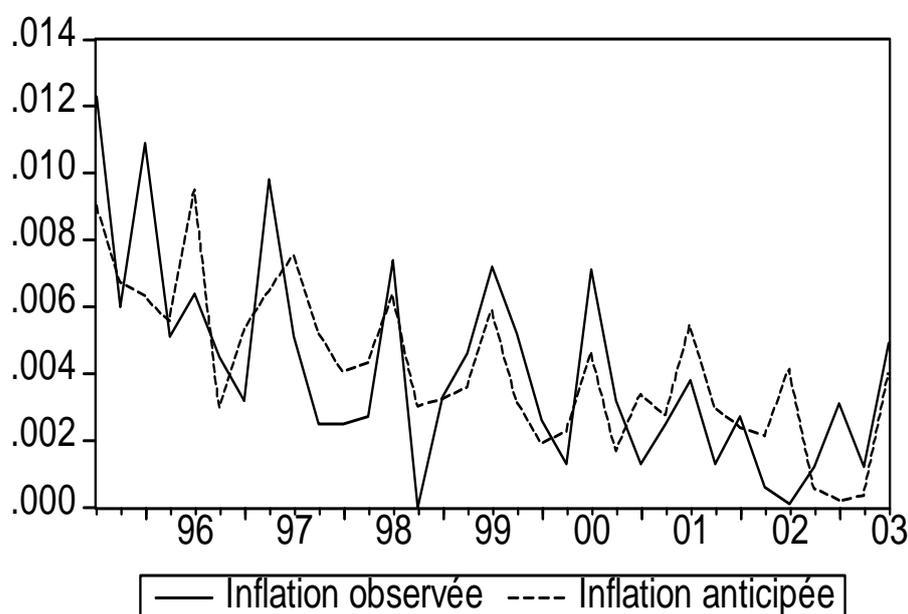
Le taux de chômage observé n'est autre que l'anticipation de l'inflation diminuée de l'écart entre le taux de chômage observé et le taux de chômage naturel. Si le taux directeur baisse les agents économiques anticipent une hausse de l'inflation mais cette anticipation à la hausse se trouve fortement diminuée par un écart important entre le taux de chômage observé et celui d'équilibre. En définitive, une baisse du taux directeur s'accompagne aussi par une baisse de l'inflation car le poids du taux de chômage dans la courbe de **Phillips** est important.

² Possède un caractère moins erratique que l'Indice Général des prix.

On constate d'après un test de saisonnalité que les données présentent un caractère saisonnier très significatif, son amplitude varie d'un trimestre à l'autre. Nous présentons dans le tableau suivant les facteurs saisonniers estimés pour chaque trimestre :

Trimestres	Facteurs saisonniers en % ^o
janvier-février-mars	-0.321
avril-mai-juin	-0.198
juillet-août-septembre ³	+1.527
Octobre-novembre-décembre	-1.007

En injectant ces coefficients dans l'inflation estimée par le modèle, la qualité de l'ajustement s'améliore significativement et nous obtenons la représentation graphique suivante :



6.3 Performance prévisionnelle du modèle

Nous ré-estimons le modèle sur la période T3-1995 au T3-2002, les quatre derniers trimestres nous serviront pour évaluer la performance de notre modèle en matière de prévision :

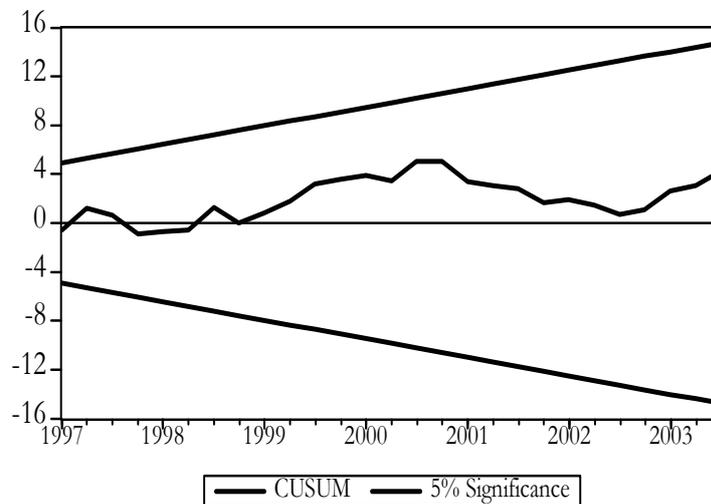
Réalisée	Prévue	Variation de la série réalisée	Variation de la série prévue
0,12%	0,117%		
0,31%	0,05%	+++	---
0,12%	0,05%	---	+++

³ Période des vacances et de l'entrée au pays des MRE expliquent fortement le mouvement haussier de l'inflation.

0,49%	0,25%	+++	+++
-------	-------	-----	-----

A l'horizon d'un trimestre, la prévision donnée par le modèle est bonne. Par contre la performance du modèle se détériore à partir du deuxième trimestre et ce probablement à cause du caractère erratique de la série qu'on cherche à modéliser.

Enfin, le modèle présente une stabilité au niveau des coefficients estimés comme le montre le test du CUSUM au seuil de 5% :



6.4 Prévision par la méthode X12 ARIMA

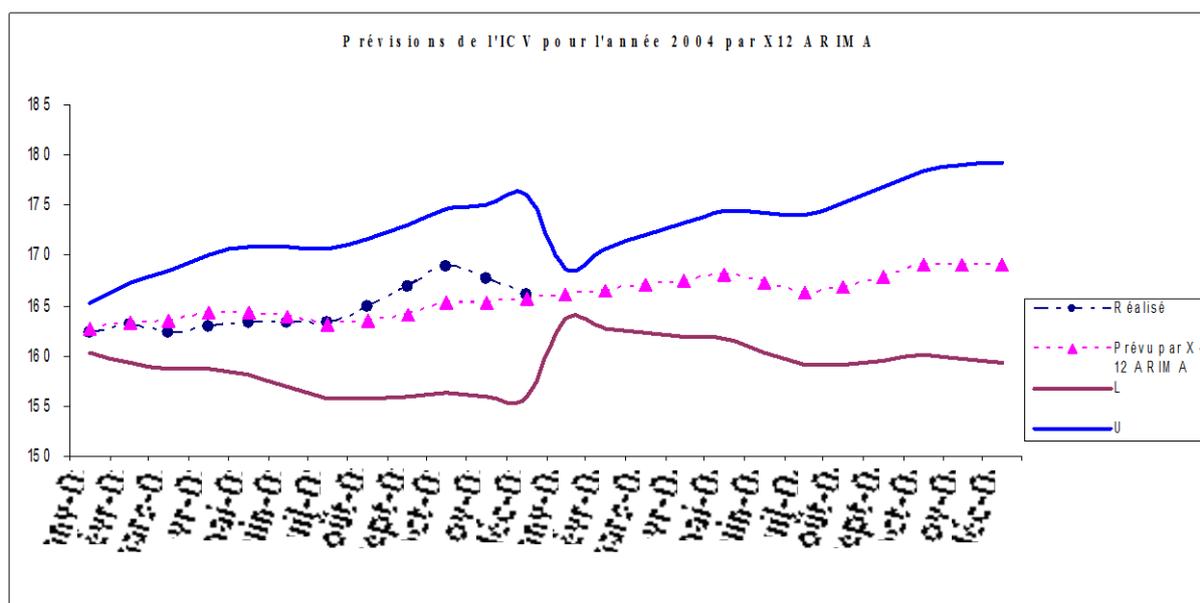
La construction d'un modèle d'inflation n'est pas chose aisée et ce à cause du caractère imprévisible du phénomène de l'inflation. Néanmoins, nous remarquons que l'indice du coût de la vie présente plus au moins un caractère régulier : saisonnalité et hausse de cet indice surtout pendant la période de l'été. Donc, au lieu de modéliser directement l'inflation, nous nous intéressons à l'indice qui sert à son calcul. Pour modéliser notre série mensuelle du coût de la vie (Janvier 1990- Décembre 2003), nous utilisons la technique d'estimation **X12 ARIMA**.⁴ Nous obtenons pour l'année 2003, les résultats suivants :

Date	Réalisé	Prévu par X-12 ARIMA	L	U
janv-03	162,30	162,82	160,28	165,40
févr-03	163,20	163,23	159,30	167,25

⁴ Méthode de traitement des séries temporelles du U.S. Census Bureau.

mars-03	162,30	163,59	158,83	168,49
avr-03	162,90	164,26	158,68	170,03
mai-03	163,30	164,41	158,19	170,87
juin-03	163,40	163,83	157,03	170,93
juil-03	163,30	163,11	155,81	170,75
août-03	165,00	163,49	155,67	171,71
sept-03	167,00	164,21	155,89	172,98
oct-03	168,80	165,26	156,43	174,58
nov-03	167,60	165,26	156,01	175,06
déc-03	166,20	165,71	156,04	175,99

Les prévisions s'approchent des réalisations sur les douze mois de l'année 2003. On peut appliquer cette méthode pour obtenir des prévisions de l'ICV sur l'année 2004 et arriver ainsi à calculer le niveau d'inflation.



7. Conclusion

Les estimations économétriques nous ont montré que la règle suivie par les autorités monétaires à court terme s'apparente à une règle de Friedman, règle qui permet de réduire le biais inflationniste mais qui ne permet pas de stabiliser le niveau de la production. Dans ce cadre, la Banque centrale doit se doter d'un outil de prévision du taux de l'inflation, chose que nous avons développée dans la seconde partie de ce travail. L'estimation des différentes équations n'était pas chose aisée, les données sont entachées de bruit compromettant l'interprétation et l'estimation des paramètres. Il serait aussi intéressant de mener des simulations concernant l'efficacité de la politique monétaire dans le cadre d'une économie ouverte en incluant par exemple des objectifs sur le taux de change : La Banque centrale devrait-elle changer d'objectif en portant plus son

effort sur la stabilité du taux de change ou devrait-elle continuer à manager la masse monétaire dans le cadre de l'ouverture de notre économie ?, seuls des simulations de règle de conduite de politique monétaire adaptées à une économie ouverte permettront de trancher ces questions.

8. Annexe 1

Test de Dickey-Fuller

Le test de Dickey-Fuller permet de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Les modèles servant de base à la construction de ces tests sont au nombre de trois. Le principe est simple : Si l'hypothèse $H_0 : \phi_1 = 1$ est retenue dans l'un de ces trois modèles, le processus est alors non stationnaire.

$$(1) x_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(2) x_t = \phi_1 X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

$$(3) x_t = \phi_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$$

Si l'hypothèse H_0 est vérifiée, la série x_t n'est pas stationnaire quel que soit le modèle retenu. Sous H_0 , les règles de l'inférence statistique ne peuvent pas être appliquées pour tester cette hypothèse, en particulier la distribution de Student du paramètre ϕ_1 ; Dickey et Fuller ont étudié la distribution asymptotique de l'estimateur $\hat{\phi}_1$ sous l'hypothèse H_0 . Ils ont obtenu différentes tables de distribution pour ce paramètre qui permettent de rejeter l'hypothèse nulle si $t_{\hat{\phi}_1} < t_{\text{tabulée}}$ ou $t_{\hat{\phi}_1}$ est le t de Student obtenu en estimant l'une des trois équation en différence.

Critère d'AIC

AIC ou Akaike Information Criterion, est un critère utilisé pour choisir entre plusieurs modèles. Le principe est de choisir le modèle le plus informatif (qui maximise la vraisemblance) et qui soit en même temps le plus parcimonieux. De ce principe découle la formule mathématique de ce critère qui n'est autre que la fonction de vraisemblance affectée d'une pénalité due à l'augmentation du nombre de paramètres estimés.

$$AIC = -2 * (l/T) + 2 * (k/T)$$

l : fonction de vraisemblance ;

T : Longueur de la série ;

k : nombre de paramètres.

Hodrick-Prescott Filter

C'est une méthode de lissage linéaire qui consiste à minimiser la variance de la série lissée s autour de la série observée y , sujet à une pénalité qui contraint la différence seconde de la série s . Mathématiquement, on cherche la série s qui minimise la fonction suivante :

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2$$

Le paramètre λ contrôle le degré de lissage de la série.

9. Bibliographie

- A. ALESINA & V. GRILLI, “ The European Central bank : Reshaping Monetary Politics in Europe ”.
- A. ALESINA & R. GATTI, “ Independant Central Banks : low inflation at no cost ? ”, *American Economic Review*, Paper and Proceeding, Mai 1995, 196 - 200.
- A. ALESINA & L. H.- SUMMERS, “ Central Bank Independence and Macroeconomic Performance : Some Comparative Evidence ”, *Journal of Money, Credit Banking*, Mai 1993, pp. 151 - 162.
- R. J.- BARRO & D. GORDON, “ Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Economic ”, *Journal of Monetary Economic* n°2, pp. 101 - 122.
- C. BRIAULT, A HALDANE & M. KING, “ Central Bank Independence and Accountability : Theory an Evidence ”.
- P. PARTHUS, A. PENOT & J. P.- POLLIN, “ Quelle Politique Economique en Union Economique et Monétaire ”, *Les Entretiens de l'AFSE (Association Française de Science Economique)*, 27 Janvier 1999.
- P. CAILLETEAU & T. GRUNSPAN, “ La Politique Monétaire à l'heure du Marché Mondial des Capitaux ” (Banque de France).
- S. FISCHER, “ Rules versus Discretion in Monetary Policy ”, *Handbook on Monetary Policy*, édité par M. Friedman et F. H.- Hahn, chp. 21 .
- M. FRIEDMAN, “ A Program for Monetary Stability ”, Fordham University Press, New York, 1959.
- F. KYDLAND & E. PRESCOTT, “ Rules versus Discretion : The inconsistency of Optimal Plans ”, *Journal of Political Economy* n°85, 1977, pp. 473 - 492.
- G. MC. CALLUM, “ Crucial Issues Concerning Central Bank Independence ”, *Journal of Monetary Economic*, 1997, pp. 99 - 109.

S. MELLIN, “ Inflation Target Instability and Interest rates ”, Ekonomiska Avdelningen 38, Mars 1997.

K. ROGOFF, “ The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Target ”, Quarterly Journal of Economic, 1985, pp. 114 - 145.

L.E.O. SVENSSON, “ Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets ”, European Economic Review n°41, 1997, pp.1111 - 1146.

A. VERDELHAN, “ Taux de Taylor et Taux de Marché de la Zone Euro ”, Bulletin de la Banque de France n°61, Janvier 1999.