

## Règle monétaire et cible de prévisions d'inflation

### Application au cas de la France

## Monetary Rule and Inflation Forecast Targeting

### Application in the Case of France

Sylvie Lecarpentier-Moyal and Nathalie Payelle

Volume 77, Number 4, décembre 2001

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602364ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602364ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lecarpentier-Moyal, S. & Payelle, N. (2001). Règle monétaire et cible de prévisions d'inflation : application au cas de la France. *L'Actualité économique*, 77(4), 531–568. <https://doi.org/10.7202/602364ar>

Article abstract

Compared to other strategies of monetary policy, implementing a rule for direct targeting inflation presents many advantages in theory, essentially in terms of credibility. But many operational problems related to such rules lead to question about the choice of inflation forecasts. We realized an empirical study based on historical and stochastic simulations, using french data over the period 1978-1997. We find evidence on such a rule with reaction coefficients that are consistent with efficient monetary policy. We show that the performance of this rule is highly sensitive to the way the inflation forecasts are generated.

## RÈGLE MONÉTAIRE ET CIBLE DE PRÉVISIONS D'INFLATION APPLICATION AU CAS DE LA FRANCE\*

Sylvie LECARPENTIER-MOYAL

*CREREG*

*Université de Rennes I*

et *MODEM*

*Université de Paris X-Nanterre*

Nathalie PAYELLE

*CREREG*

*Université de Rennes I*

**RÉSUMÉ** – Par rapport aux autres dispositifs de politique monétaire, la mise en place d'une règle de cible directe d'inflation présente en théorie de nombreux avantages, essentiellement en termes de crédibilité. Mais les multiples problèmes opérationnels soulevés conduisent à s'interroger en particulier sur le choix des prévisions d'inflation. Une étude empirique menée sur données françaises, et sur la période 1978-1997 est réalisée à partir de simulations historiques et stochastiques. Elle milite en faveur d'une telle règle avec des coefficients de réaction modérés (compatibles avec une politique monétaire efficace). Elle permet également de montrer le degré de sensibilité de la performance de cette règle au choix du mode d'élaboration des prévisions d'inflation.

**ABSTRACT** – *Monetary Rule and Inflation Forecast Targeting. Application in the Case of France.* Compared to other strategies of monetary policy, implementing a rule for direct targeting inflation presents many advantages in theory, essentially in terms of credibility. But many operational problems related to such rules lead to question about the choice of inflation forecasts. We realized an empirical study based on historical and stochastic simulations, using french data over the period 1978-1997. We find evidence on such a rule with reaction coefficients that are consistent with efficient monetary policy. We show that the performance of this rule is highly sensitive to the way the inflation forecasts are generated.

### INTRODUCTION

La grande majorité des banques centrales ont comme objectif final la stabilité des prix en utilisant principalement comme instrument les taux d'intérêt de court

---

\* Les auteurs tiennent à remercier les rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives. Elles restent néanmoins responsables des éventuelles erreurs et insuffisances.

terme. Cependant, elles adoptent des démarches différentes quant à la manière d'atteindre cet objectif ultime. Compte tenu des délais d'action de la politique monétaire sur l'inflation, elles ont recours à une(des) variable(s) qui est(ont) le plus souvent utilisée(s) comme objectif(s) intermédiaire(s) ou au moins comme variable(s) informationnelle(s). Bien que certaines banques centrales, comme la Banque centrale européenne, continuent de fixer un objectif intermédiaire en termes d'agrégats monétaires de type large (M3), les problèmes opérationnels posés par ce type de stratégie depuis une vingtaine d'années, notamment en raison de l'instabilité des fonctions de demande de monnaie<sup>1</sup>, en ont poussé d'autres, comme celles de Nouvelle-Zélande, du Canada, et du Royaume-Uni<sup>2</sup>, à mettre au cœur de leur dispositif l'inflation anticipée<sup>3</sup>.

Cette politique repose sur un dispositif simple. L'objectif final de la banque centrale reste l'inflation future effective tandis que l'inflation future anticipée tient lieu d'objectif intermédiaire<sup>4</sup>. La cible peut être exprimée sous forme d'une fourchette ou d'un niveau à atteindre, sur un horizon donné plus ou moins long. La banque centrale effectue par conséquent des prévisions d'inflation et compare ensuite le taux d'inflation anticipé avec le taux d'inflation ciblé. Elle ajuste ses interventions sur les taux d'intérêt en fonction de l'écart entre les deux, de manière à ramener l'inflation anticipée proche de l'inflation ciblée.

En pratique, les expériences de cible d'inflation donnent des résultats relativement satisfaisants en matière de lutte contre l'inflation et de gains de crédibilité<sup>5</sup>. Cependant, ces expériences sont trop récentes pour en tirer tous les enseignements utiles à la mise en place d'une telle politique, d'autant plus qu'elles sont adoptées dans un contexte de désinflation mondiale. Cette stratégie mérite cependant d'être étudiée dans le cas de la France pour savoir si elle conduit à des résultats économiques plus satisfaisants, notamment en termes de croissance et d'emploi, que ceux obtenus dans le cadre de la politique de désinflation compétitive. C'est dans cette direction que nous orientons notre recherche : la Banque de France a-t-elle fait le bon choix en ancrant le franc au mark allemand pour mener à bien la politique de désinflation? N'aurait-elle pas dû au contraire adopter une politique de cible d'inflation qui aurait eu des conséquences réelles plus favorables?

La règle de cible directe d'inflation présente un certain nombre d'avantages et d'inconvénients. Un premier avantage est qu'elle contourne le lien incertain établi entre la croissance monétaire et celle de la dépense et donc de l'inflation; elle

---

1. Instabilité due en partie à la libéralisation du secteur financier.

2. D'autres pays utilisent également la stratégie des cibles directes d'inflation sans employer d'objectifs intermédiaires, il s'agit de la Finlande, d'Israël, de la Suède, de l'Australie et de l'Espagne (ordre chronologique).

3. Cf. Haldane (1997) et Svensson (1997).

4. Le statut d'objectif intermédiaire a été discuté. Voir par exemple Bernanke et Woodford (1997).

5. Cf. Debelle (1997), Mishkin et Posen (1997) pour un résumé des expériences dans les pays cités.

évite aussi le problème d'instabilité des fonctions de demande de monnaie, lié au ciblage d'agrégats de monnaie. Elle s'avère par conséquent plus proche de l'objectif final, ce qui accroît la transparence de la politique monétaire; ainsi le public peut directement comprendre et vérifier les actions de la banque centrale. La responsabilité de la banque centrale se trouve alors renforcée, ce qui assure sa crédibilité. Enfin, cette stratégie permet éventuellement de réagir face à des chocs macroéconomiques imprévus, de manière plus flexible que ne l'autorisent les objectifs intermédiaires de croissance monétaire ou de taux de change. En revanche, le principal inconvénient de cette politique réside dans la longueur des délais de réaction de l'inflation à la manipulation des taux d'intérêt directeurs qui peuvent atteindre deux ans, voire plus<sup>6</sup>. Dans ces conditions, les canaux de transmission sont nécessairement plus complexes et mal connus. De plus, des facteurs exogènes à la politique monétaire peuvent intervenir pendant l'intervalle de temps nécessaire à l'action de cette dernière, remettant en cause les résultats escomptés de la politique monétaire et sa crédibilité. L'inflation observée peut s'écarter de l'inflation anticipée en raison de chocs affectant le niveau général des prix (salaires, productivité, prix des biens importés, ...). Si la banque centrale juge ces chocs temporaires, elle devra expliquer les raisons qui motivent sa non-intervention. Enfin, cette stratégie est parfois suspectée de conduire à une plus grande instabilité des grandeurs réelles. Par ailleurs, la cible d'inflation pose sur un plan purement opérationnel de nombreuses interrogations : comment cet objectif d'inflation peut-il être conciliable avec d'autres objectifs finaux? Comment est-il défini et mesuré? Comment intervient-il dans la fonction de réaction de la banque centrale? Quel est le rôle exact joué par les prévisions d'inflation?

L'éventail des combinaisons possibles étant très large<sup>7</sup>, nous retenons certaines options que nous justifions dans la première partie. Cependant, nous nous intéressons plus particulièrement au rôle joué par les anticipations d'inflation dans les règles de cible d'inflation. En effet, ces prévisions sont déterminantes puisque c'est à partir des écarts des prévisions par rapport à l'objectif d'inflation que les autorités monétaires interviennent en manipulant les taux d'intérêt. Ainsi, nous envisageons divers modes d'élaboration des anticipations d'inflation : naïves, issues de données d'enquêtes et basées sur un modèle macroéconomique élaboré par la banque centrale.

Dans la première partie, nous présentons les diverses règles envisagées et la méthode retenue pour en mesurer l'efficacité potentielle dans le cas de la France, au moyen de simulations historiques et stochastiques sur une période passée (1979-1997). Dans une seconde partie, les résultats obtenus sont exposés et interprétés.

---

6. Cf. Bermanke et Woodford(1997), Cecchetti (1997).

7. Voir pour une étude préliminaire plus détaillée à Payelle (1998) et Lecarpentier-Moyal et Payelle (1998).

## 1. LES RÈGLES MONÉTAIRES TESTÉES ET LA MÉTHODE RETENUE

1.1 *Les règles monétaires testées*

La supériorité d'une règle monétaire par rapport à un activisme monétaire discrétionnaire est désormais bien établie<sup>8</sup>. Le débat s'est dès lors positionné sur une politique monétaire qui associe les gains de cohérence temporelle et les avantages de la flexibilité. Cette stratégie repose sur une règle monétaire active (ou contingente) permettant aux autorités monétaires de réagir systématiquement aux écarts de production et d'inflation, en préservant les objectifs de long terme de la politique économique. Cette règle comporte par conséquent un caractère *forward looking*. Elle est représentée par la fonction de réaction (ou de réponse) de la banque centrale qui est obtenue en minimisant sous certaines contraintes la fonction de perte collective. Cette fonction de perte est formulée avec un objectif d'inflation et des objectifs implicites ou explicites de production, selon une pondération pouvant prendre diverses formes. Selon la terminologie de Svensson (1998), il existe deux types de règles monétaires : les règles d'instruments et les règles d'objectifs intermédiaires. Les premières (les plus répandues) se réduisent en fait à des règles de fixation de l'instrument de politique monétaire (taux d'intérêt, base monétaire). Elles sont appelées plus précisément règles d'instruments explicites, comme la règle de Taylor (1993) ou la règle de McCallum (1988). Elles définissent l'instrument en fonction des informations disponibles dans l'économie. En revanche, les règles d'objectifs sont dérivées de la minimisation de la fonction de perte collective. Elles impliquent donc des règles d'instruments implicites. Ces règles apparaissent beaucoup plus complexes faisant intervenir de nombreuses variables avec des décalages variés. Elles seront par conséquent difficiles à expliquer et à justifier ce qui peut être nuisible à la transparence et à la crédibilité de la politique. Ainsi, nous préférons recourir à une règle de cible directe d'inflation simple, compréhensible par tous, qui s'exprime sous la forme d'une règle d'instruments explicite :

$$\Delta i_t = \lambda(\Delta p_{t+1}^f - \Delta p^*) \quad (1)$$

où  $i$  désigne le taux d'intérêt de court terme,  $\Delta p^f$  la prévision d'inflation effectuée en  $t$  pour l'horizon  $t + 1$ ,  $\Delta p^*$  la cible d'inflation et  $\lambda$  un paramètre positif. La banque centrale formule des anticipations d'inflation à un certain horizon en l'occurrence  $t + 1$  et ajuste ses taux de court terme en fonction de l'écart entre ces prévisions et la cible et du paramètre  $\lambda$ . Prenons, par exemple  $\lambda = 2,5$ ,  $t + 1 = 1$  an et  $\Delta p^* = 2$  %, si les prévisions d'inflation sont de 2,4 %, l'objectif est dépassé de 0,4 point et les autorités monétaires vont relever leur taux d'intérêt de 1 %. Plus  $\lambda$  est élevé, plus la réaction du taux d'intérêt sera vive pour un écart donné de la prévision d'inflation par rapport à la cible. Une correction trop brutale peut conduire à une instabilité dynamique; un  $\lambda$  trop faible ne compensera pas l'écart d'inflation.

8. Cf. Kydland et Prescott (1977) et Barro et Gordon (1983), etc.

Contrairement aux formulations souvent retenues<sup>9</sup>, la règle ne spécifie donc pas de réaction de la banque centrale liée à un quelconque objectif de stabilisation conjoncturel. En effet, les banques centrales sont aujourd'hui indépendantes, d'où une dissociation des objectifs de politique économique. Un dilemme apparaît dès lors entre coordination des politiques et crédibilité de la banque centrale. Nous suivons ici Artus (1997), pour qui il est nécessaire en règle générale de donner à la banque centrale un objectif rigide (niveau stable optimal d'inflation) et « il est contre-productif d'introduire un degré de souplesse » (réactivité aux chocs conjoncturels). La banque centrale doit mener une politique monétaire non cyclique afin de préserver sa crédibilité. Cette position est appuyée par les résultats obtenus par Durand, Martin et Payelle (1999), montrant qu'une règle de Taylor (qui spécifie une réaction des autorités monétaires à la fois aux écarts d'inflation par rapport à la cible et à l'output *gap*) reproduit mal la régulation monétaire mise en oeuvre dans les principaux pays européens au cours des 20 dernières années. Néanmoins, cela ne signifie pas que les conséquences de la politique, en termes de niveau et de variabilité de l'output et des autres variables macroéconomiques, soient indifférentes. Au contraire, une règle efficace ne doit pas être déstabilisante. D'ailleurs, cette règle peut prendre en compte de façon implicite la stabilisation de la production, malgré que le poids sur l'objectif réel soit nul<sup>10</sup>, tout dépendra de l'horizon considéré par la banque centrale.

De nombreuses autres questions sous-jacentes à la règle (1) se posent. En premier lieu, il convient de sélectionner un indice des prix pertinent<sup>11</sup>. Par ailleurs, bien que les banques centrales recherchent la stabilité des prix, les inconvénients attachés à un objectif d'inflation zéro les poussent en général à préférer une cible d'inflation faiblement positive<sup>12</sup>. Dans tous les cas, un choix doit être fait entre annoncer l'objectif sous la forme de chiffre unique ou sous la forme d'une fourchette, dont nous pouvons alors discuter la largeur.

Compte tenu de ces problèmes opérationnels, nous présentons maintenant la règle retenue dans notre application empirique. Travaillant dans le cas français, sur une période où la politique monétaire a été guidée majoritairement par la contrainte de change (franc français/mark allemand), cette dernière doit être introduite dans la règle. Une possibilité consiste à considérer que seul l'écart entre les taux courts français et allemand répond aux variations des conditions internes d'inflation. C'est notamment la solution retenue par Lévy et Halikias (1997) et c'est également celle que nous adoptons.

---

9. Ball (1997), Bernanke et Mihov (1996), Bernanke et Mishkin (1997), Mishkin (1997), Svensson (1995, 1996, 1997), Taylor (1993, 1998).

10. Ce qui rejoint par exemple la fonction de réaction retenue pour la banque centrale du Canada, dans le modèle QPM, citée par Svensson (1998).

11. Indice des prix à la consommation, indice des prix patrimoniaux, indice de prix excluant certains postes (énergie, matières premières, etc.), comme par exemple, le *Retail Price Index* retenu au Royaume-Uni qui exclut les paiements d'intérêt sur prêts hypothécaires.

12. Elle se situe selon les sources entre 0 % (exclu) et 3 %, et pour la future BCE entre 0 % et 2 %.

En définitive, la règle testée possède la forme générale suivante :

$$i_{Ft} = i_{Dt-1} + \lambda \cdot 400 \cdot (\Delta p_{t+1/t} - \Delta p^*) \quad (2)$$

où  $i_F$  représente le taux d'intérêt à court terme français,  $i_D$  le taux d'intérêt à court terme allemand<sup>13</sup> et  $\Delta p^*$  la cible d'inflation fixée à 2 % par an<sup>14</sup>. Plusieurs types de prévisions d'inflation peuvent être envisagées : les prévisions issues de modèles macroéconomiques, réalisées par des organismes de prévision ou par les autorités monétaires elles-mêmes; les prévisions implicites contenues dans les prix des divers actifs patrimoniaux tels que le rendement des obligations de long terme, le *spread* de taux d'intérêt, *etc.*; les prévisions obtenues à partir de données d'enquêtes. Dans la pratique, certaines banques centrales surveillent un éventail assez large de ces divers indicateurs de prévisions d'inflation<sup>15</sup>. En général, les études<sup>16</sup> convergent vers le principe selon lequel il serait préférable de recourir à des prévisions non privées, sur la base d'un modèle intégrant un certain nombre de variables macroéconomiques. La nature des anticipations ne faisant l'objet d'aucun consensus, nous retenons trois possibilités. La prévision d'inflation réalisée en  $t$  pour la période  $t + 1$ , notée ( $\Delta p_{t+1/t}$ ), peut se résumer à l'inflation constatée  $\Delta p_t$ . Elle peut être réalisée à partir du modèle interne à la banque centrale ( $\Delta p_{t+1/t}^b$ ), ou bien être d'origine « privée » ( $\Delta p_{t+1/t}^p$ )<sup>17</sup>. La formule générique (2) sera donc déclinée en trois règles : « règle n° 1 » lorsque  $\Delta p_{t+1/t} = \Delta p_t$ , la « règle n° 2 » lorsque  $\Delta p_{t+1/t} = \Delta p_{t+1/t}^b$ , et la « règle n° 3 » lorsque  $\Delta p_{t+1/t} = \Delta p_{t+1/t}^p$ .

Pour les prévisions d'origine privée, nous choisissons de reconstituer un indice des prix à la consommation anticipé par les ménages français, exploitant les données d'enquête de l'INSEE, suivant une technique proposée par Prat<sup>18</sup>. Concernant les prévisions internes à la banque centrale, nous supposons que le modèle vectoriel autorégressif (VAR) représentant le fonctionnement de l'économie utilisé dans la suite du travail est également connu de la banque centrale. Par construction, l'équation décrivant la formation de l'inflation en  $t$  donne  $\Delta p_t$  en fonction des seules valeurs passées des variables du modèle, et permet donc de calculer une prévision d'inflation  $\Delta p_{t+1/t}^b$  sur la base de l'information disponible en  $t$ .

13. Le taux d'intérêt allemand retardé est retenu comme *proxy* de l'anticipation du taux allemand au moment de la fixation du taux français. Une autre possibilité aurait consisté à faire l'hypothèse d'anticipations parfaites et retenir le taux allemand à la période  $t$ . Les deux options possèdent des avantages et des inconvénients. Notre choix implique en tous les cas un biais dans les résultats qui constitue une limite supplémentaire à leur portée.

14. Deux pourcent par an, en différences logarithmiques et par trimestre, soit 0,00495.

15. Voir l'*Inflation Report* de la Banque d'Angleterre et les rapports de la Banque de Nouvelle-Zélande.

16. Cf. également Garner (1995), Bernanke et Woodford (1997).

17. Pour les prévisions naïves et internes à la banque centrale, l'horizon de prévision est égal à un trimestre tandis que pour les prévisions privées, ce dernier est de six mois. Cette différence d'horizon de prévision biaise les résultats obtenus.

18. Prat (1988); cf. Lecarpentier-Moyal (1998) pour le prolongement des séries.

## 1.2 La méthode retenue

Pour apprécier et comparer l'efficacité des règles envisagées, nous retenons et étendons une technique déjà largement exploitée par McCallum<sup>19</sup>, dans ses études sur une règle de PIB nominal, et désormais bien connue. Afin d'évaluer la capacité d'une règle à maintenir l'inflation aussi proche que possible de son objectif ultime, une expérience intéressante consiste en effet à simuler sur une période passée, quelle aurait pu être la réaction de l'inflation aux variations du taux d'intérêt, compte tenu des chocs à court terme auxquels l'économie est soumise.

Cette simulation suppose que l'on dispose d'un modèle de détermination de l'inflation, qui puisse décrire sa réponse aux valeurs du taux d'intérêt générées par chacune des trois règles. Dans ses travaux, McCallum considère une variété de modèles : équations simples, modèles vectoriels autorégressifs (VAR), modèles structurels. Nous optons pour un modèle VAR en données trimestrielles, composé de six variables et d'une constante :  $\Delta y$ ,  $\Delta p$ ,  $\Delta m$ ,  $\Delta e$ ,  $\Delta rl$ ,  $\Delta i_F$ , où  $y$  représente le PIB réel,  $p$  l'indice des prix à la consommation,  $m$  l'agrégat de monnaie M3,  $e$  le taux de change effectif,  $rl$  le taux d'intérêt français à long terme,  $i_F$  le taux d'intérêt français à court terme<sup>20</sup>. Ce choix est justifié par plusieurs arguments. L'absence de consensus dans la littérature sur la formation de l'inflation rend délicat le choix d'un modèle structurel. Par ailleurs, plusieurs études menées dans le cas français et européen, dans le domaine des règles monétaires (règle de PIB nominal, règle de Taylor)<sup>21</sup>, permettent d'apprécier la capacité de tels modèles VAR à rendre compte des mécanismes. C'est finalement le souci empirique qui guide la construction du modèle VAR, depuis le choix de ses composantes jusqu'au nombre de retards à considérer, en passant par la technique de stationnarisation<sup>22</sup>.

Le principe des simulations sur une période passée consiste, pour une règle donnée, à choisir le paramètre  $\lambda$  permettant de générer des valeurs du taux d'intérêt. Celles-ci sont alors reportées dans les équations de détermination des différentes variables du modèle, dont l'inflation. La simulation débute sur les conditions initiales de la période analysée<sup>23</sup> et continue en introduisant des chocs assimilés aux résidus des relations estimées préalablement dans le modèle VAR, ainsi que les valeurs obtenues, via la règle, pour le taux d'intérêt à court terme. En pratique ces simulations qualifiées d'historiques (ou de contrefactuelles) se déroulent en deux étapes. Dans la première, le modèle VAR à six variables est estimé. Les résidus de

19. Voir ses articles de 1987, 1988, 1993, etc.

20. Toutes les variables sauf les taux d'intérêt sont exprimées en log et différenciées pour obtenir des séries stationnaires. Des travaux antérieurs (Durand et Payelle, 1998; Payelle, 1998) ont guidé le choix des variables. Les détails concernant les données (origine et traitement) et la construction des modèles VAR (un nombre optimal de trois retards a été retenu) peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs. On pourra également consulter Lecarpentier-Moyal et Payelle (1998) pour un exposé plus détaillé de l'étude, tant théorique qu'empirique.

21. Payelle (1998), Durand et Payelle (1998, 2000), Durand, Martin et Payelle (1999).

22. Les propriétés du modèle sont reprises en annexe.

23. En l'occurrence, les conditions prévalant au troisième trimestre de 1979.



toutes les équations sauf celle du taux d'intérêt sont récupérés. Ils constituent les séries des chocs historiques sur chacune des variables économiques du modèle. Dans la seconde étape, la règle examinée est substituée à l'équation de formation du taux court dans le modèle VAR, afin de simuler les conséquences de sa mise en œuvre par les autorités monétaires. Pour une valeur donnée de  $\lambda$  au sein de la règle, ce modèle est alors simulé en dynamique. Les chocs historiques isolés précédemment viennent frapper chacune des endogènes, les écarts d'inflation par rapport à la cible suscitant une réaction du taux d'intérêt selon la règle. À l'issue de l'exercice, nous disposons, sur toute la période de simulation et pour chacune des variables du modèle, d'une série temporelle simulée indiquant ce qui se serait produit si la règle testée avait été appliquée. Nous pouvons donc apprécier notamment les résultats qui auraient pu être obtenus en matière d'inflation et de croissance.

Souvent, le critère utilisé pour juger de la performance d'une règle est l'erreur quadratique moyenne (RMSE) de l'inflation simulée par rapport à la cible<sup>24</sup>. Plus la RMSE est faible, plus la règle est « efficace », dans la mesure où l'inflation simulée prend des valeurs proches de la cible. Le principe consiste à essayer plusieurs valeurs de  $\lambda$  de manière à trouver celle qui minimise la RMSE. Ce paramètre peut *a priori* être qualifié de « facteur de réaction (ou d'ajustement) optimal ». Dans tous les cas, une RMSE calculée à partir de l'écart entre inflation simulée et cible, inférieure à une RMSE calculée sur la base de l'écart entre inflation observée et cible, peut être considérée comme le signe que la règle testée aurait été plus efficace que la politique monétaire suivie dans les faits. Toutefois, nous verrons que d'autres éléments entrent en ligne de compte pour apprécier les performances d'une règle, notamment la volatilité induite sur les autres variables économiques.

Les simulations historiques sont restrictives dans la mesure où une seule série précise de chocs est considérée pour chacune des variables du modèle. Les simulations stochastiques envisagent au contraire un grand nombre ( $n$ ) de chocs variés, auxquels la banque centrale doit faire face dans l'exercice de sa fonction de régulation monétaire. Concrètement, nous n'utilisons plus une seule mais  $n$  (avec  $n = 500$ ) séries de chocs par variable; ces séries possédant une variance identique à celle des chocs historiques. L'exercice de simulation est ainsi répété  $n$  fois, pour chaque règle et pour un  $\lambda$  donné. La moyenne des  $n$  RMSE obtenues, pour chaque valeur de  $\lambda$ , permet de déterminer la valeur du coefficient d'ajustement rendant la règle en moyenne la plus efficace. Pour cette valeur de  $\lambda$ , l'exercice permet de recueillir non plus une seule, mais  $n$  séries temporelles simulées par variable appartenant au modèle VAR. Pour l'inflation comme pour chacune des autres endogènes, il est donc possible de calculer une distribution de probabilités, et de tracer une inflation simulée « moyenne », accompagnée d'un intervalle de confiance (IC).

---

24.  $RMSE = \sqrt{\frac{\sum(\Delta p_t^s - \Delta p^*)^2}{T}}$ , avec  $\Delta p_t^s$  = inflation simulée. L'absence de toute référence à

un objectif de stabilisation est justifiée par la nature de la règle choisie. Voir la section 1.1.

## 2. LES RÉSULTATS

2.1 *Les simulations historiques*

Dans le tableau 1, nous faisons apparaître, pour chacune des trois règles, les RMSE minimales et les facteurs de réaction optimaux ( $\lambda^*$ ) associés.

TABLEAU 1

LES RMSE MINIMALES PAR SIMULATIONS HISTORIQUES (1979.3–1997.3)

Règle	$\lambda^*$	RMSE
1	1,56	0,01205
2	1,82	0,01180
3	2,02	0,01167

*Pour mémoire, RMSE calculée à partir de l'inflation observée*  
= RMSE « effective » : 0,013.

Les facteurs de réaction « optimaux » ( $\lambda^*$ ) se situent entre 1,56 et 2,02. Les RMSE correspondantes à ces facteurs optimaux sont relativement proches. Aucune règle ne se distingue donc nettement, en ce qui concerne ce critère de performance. Les RMSE minimales sont certes inférieures à la RMSE effective mais faiblement. La supériorité des règles par rapport à la politique monétaire réellement menée n'est donc pas flagrante.

Le tableau 2 reporte les moyennes et les écarts-types, sur la période de simulation, de la croissance du PIB réel, de l'inflation, du taux court et du taux long simulés. Nous constatons que les valeurs  $\lambda^*$  engendrent un taux court simulé beaucoup plus variable que le taux court effectif. Les autres variables sont beaucoup moins affectées par l'application d'une règle de cible d'inflation puisque les écarts-types des variables simulées restent proches de leurs valeurs effectives. Les graphiques 1 à 12 présentés en annexe confirment ces résultats. Ils présentent l'évolution des variables effectives et simulées, dans le cas des trois règles, pour les valeurs de lambda optimal ( $\lambda^*$ ). L'inflation simulée est inférieure à l'inflation effective sur la première moitié de la période, puis se confond plus ou moins avec elle par la suite, hormis pour la règle 3. Dans le cas des trois règles, les valeurs prises par le taux d'intérêt de court terme sont très élevées en début de période (proche de 30 %) et prennent des valeurs légèrement inférieures au taux d'intérêt effectif en fin de période (règles 1 et 2) ou en milieu de période (règle 3). Ces variables simulées du taux d'intérêt sont incontestablement plus volatiles que les variables effectives. La règle 3 amène le taux court simulé à prendre des valeurs négatives, surtout en fin de période. Cette règle suscite quelques interrogations, notamment sur la nature des anticipations d'inflation d'origine privée. Peut-on raisonnablement utiliser de telles prévisions qui apparaissent exogènes au contexte

monétaire? En effet, les anticipations d'inflation émanant d'agents privés ne peuvent être les mêmes dans un contexte de contrainte de change et dans celui d'une cible d'inflation (critique de Lucas). Ainsi, il convient d'utiliser avec précaution ces prévisions d'inflation et de les considérer plutôt comme valeur de référence dans les simulations historiques. C'est pourquoi, dans la suite de notre travail, nous excluons la règle 3 contenant ce mode d'élaboration des prévisions d'inflation.

TABLEAU 2  
STATISTIQUES RELATIVES AUX VARIABLES SIMULÉES  
(SIMULATIONS HISTORIQUES, 1979.3–1997.3)

Règle	$\lambda^*$	Moyenne				Écart-type			
		$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_F^s$	$rl^s$	$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_F^s$	$rl^s$
1	1,56	0,00485	0,01223	10,95346	9,76840	0,00705	0,00968	7,51462	2,71782
2	1,82	0,00483	0,01217	11,66500	9,68043	0,00681	0,00941	8,00814	2,72504
3	2,02	0,00533	0,01298	9,40635	9,68534	0,00840	0,00853	14,68580	2,32920
<i>Pour mémoire : valeurs effectives</i>		0,00481	0,01231	9,35871	10,01904	0,00603	0,01021	3,29675	2,95328

Au total, nos résultats semblent indiquer que l'application d'une règle de cible directe d'inflation, orientée vers un horizon de court terme, aurait pu conduire à des résultats, en matière d'inflation, au moins aussi bons que ceux de la politique effectivement suivie. La volatilité de l'inflation aurait notamment pu être réduite. Mais les coûts d'application de ce type de règle apparaissent essentiellement en termes de volatilité très forte du taux court. Par ailleurs, il semble que l'utilisation de prévisions soit préférable à la simple constatation de l'inflation, pour le type de règle envisagé dans notre étude, mais à condition que ces prévisions ne soient pas d'origine privée.

## 2.2 Les simulations stochastiques

Les résultats obtenus par la technique des simulations stochastiques sont présentés dans le tableau 3 pour quelques valeurs de  $\lambda$ . Les RMSE minimales sont signalées en caractère gras tandis qu'en italique sont rappelées les RMSE obtenues pour les valeurs de  $\lambda^*$  des simulations historiques.

TABLEAU 3  
RECHERCHE DES RMSE MINIMALES PAR SIMULATIONS STOCHASTIQUES  
(1979.3 – 1997.3)

$\lambda^*$	Règle 1	Règle 2
0,25	0,01234	0,01250
0,50	0,01225	0,01255
0,75	0,01229	0,01208
1,00	0,01134	0,01184
1,25	0,01164	0,01203
1,50	0,01168	0,01169
1,56	0,01188	–
1,75	0,01172	0,01161
1,82	–	0,01162
2,00	0,01167	0,01182

Les RMSE les plus faibles sont obtenues pour des valeurs de  $\lambda$  comprises entre 1,00 et 1,75 donc légèrement inférieures à celles conduisant aux RMSE minimales dans le cas des simulations historiques. Les deux règles sont sensiblement plus satisfaisantes que la politique monétaire effectivement menée, au regard du critère de la RMSE, en accordant une très légère préférence à la règle 1. Nous présentons en annexe sur les graphiques 13 à 14 l'inflation simulée moyenne (MOYSIMP), les intervalles de confiance associés (IC à 95 %), l'inflation effective (DLIPC) et la cible d'inflation pour les valeurs de  $\lambda^*$  obtenues par simulations stochastiques. Nous constatons que les intervalles de confiance suivent une trajectoire convergente avec la cible, hormis en tout début de période. L'inflation simulée « moyenne » est inférieure à l'inflation effective sur la première moitié de la période, puis se confond plus ou moins avec elle par la suite, pour devenir légèrement supérieure en fin de période. La règle 1 conduit à une inflation simulée « moyenne » moins volatile et plus proche de la cible que la règle 2.

Le tableau 4 présente les moyennes et les écarts-types, sur la période 1979.3-1997.3 des variables du modèle pour les deux règles.

TABLEAU 4

STATISTIQUES RELATIVES AUX VARIABLES DU MODÈLE  
(SIMULATIONS STOCHASTIQUES, 1979.3 – 1997.3)

Règle	$\lambda^*$	Moyenne				Écart-type			
		$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_F^s$	$rl^s$	$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_F^s$	$rl^s$
1	1,00	0,00510	0,01102	8,88243	7,43962	0,00249	0,00495	3,66164	1,36881
2	1,75	0,00513	0,01098	10,74858	7,36515	0,00453	0,00553	5,38384	1,51536
Valeurs effectives		0,00481	0,01231	9,35871	10,01904	0,00603	0,01021	3,29675	2,95328

*Les séries dont nous présentons ici les statistiques sont les moyennes de 500 séries simulées de manière stochastique pour des valeurs optimales de lambda.*

Les statistiques obtenues pour les variables simulées et effectives présentent des écarts plus significatifs par rapport à ceux obtenus lors des simulations historiques. Nous constatons en effet que la volatilité de l'inflation, de la croissance réelle et du taux long simulés sont réduites lors de l'application d'une telle règle monétaire. En revanche, le taux court simulé demeure variable mais beaucoup plus faiblement qu'auparavant.

Les graphiques 15 à 22 ne font que confirmer ces résultats. Dans tous les cas, des écarts importants sont révélés entre variables simulées et variables effectives concernant les taux d'intérêt de court terme. Ces taux courts simulés sont largement supérieurs aux taux courts effectifs au tout début de la période de simulation puis restent inférieurs en fin de période. La règle 2 engendre systématiquement une volatilité plus importante des variables simulées. Ces simulations mettent donc en évidence une légère supériorité de la règle 1 par rapport à la règle 2.

Une dernière expérience peut être réalisée : prendre les coefficients de réaction optimaux obtenus par simulations stochastiques ( $\lambda = \lambda^*$ ), et soumettre les modèles VAR complétés par la règle ainsi déterminée à la série unique des chocs « historiques ». Les RMSE obtenues sont indiquées dans le tableau 5.

TABLEAU 5

SIMULATIONS HISTORIQUES : RMSE OBTENUS POUR LES  $\lambda^*$   
DÉFINIS À PARTIR DES SIMULATIONS STOCHASTIQUES

Règle	$\lambda^*$	RMSE
1	1,00	0,01221
2	1,75	0,01181

Dans tous les cas, les RMSE calculées sur les simulations sont très légèrement inférieures à la RMSE « effective ». Le tableau 6 présente les moyennes et les écarts-types des variables simulées pour les  $\lambda^*$  définis à partir des simulations stochastiques.

TABLEAU 6

MOYENNES ET ÉCARTS-TYPES DES PRINCIPALES VARIABLES, POUR LES  $\lambda^*$  DÉFINIS À PARTIR DES SIMULATIONS STOCHASTIQUES

Règle	$\lambda^*$	Moyenne				Écart-type			
		$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_r^s$	$r^l^s$	$\Delta y^s$	$\Delta p^s$	$i_r^s$	$r^l^s$
1	1,00	0,00485	0,01240	9,39143	9,75230	0,00625	0,00974	5,55109	2,77416
2	1,75	0,00483	0,01219	11,47833	9,70486	0,00672	0,00939	7,75501	2,72887
<i>Valeurs effectives</i>		<i>0,00481</i>	<i>0,01231</i>	<i>9,35871</i>	<i>10,01904</i>	<i>0,00603</i>	<i>0,01021</i>	<i>3,29675</i>	<i>2,95328</i>

Nous pouvons constater que la volatilité de l'inflation simulée est plus faible que celle de l'inflation effective (règle 1). La croissance réelle simulée possède un comportement très proche de celui de la croissance réelle effective. Enfin, le taux court simulé est plus variable que le taux court effectif. Les graphiques 23 à 30 représentent les variables simulées et effectives. Les variables simulées restent relativement proches des variables effectives, excepté pour le taux de court terme. Ce taux court simulé est supérieur au taux court effectif au tout début de la période de simulation, puis reste inférieur en fin de période.

Nous constatons que le fait de retenir des coefficients de réaction optimaux plus faibles (issus des simulations stochastiques) améliorent légèrement les résultats en termes d'écart-type des variables simulées par rapport aux résultats initiaux des simulations historiques, où les coefficients d'ajustement optimaux étaient déterminés à partir des RMSE.

## CONCLUSION

En théorie, une cible directe d'inflation comporte des avantages indéniables en termes de transparence du comportement de la banque centrale et de gains de crédibilité de la politique monétaire. Toutefois, les nombreux problèmes opérationnels posés par sa mise en place conduisent à s'interroger sur le type de stratégie à privilégier en pratique. Aucune expérience d'engagement de la banque centrale autour d'une règle simple et peu flexible n'ayant été tentée jusqu'à présent, seules des « simulations » peuvent aider à se forger une opinion, tout en gardant à l'esprit les limites de cet exercice.

Deux principaux résultats se dégagent de cette étude empirique, conduite sur le cas de la France entre 1978-1997. En premier lieu, il semble que l'adoption d'une règle de cible directe d'inflation, orientée vers un horizon de court terme, aurait pu conduire à des résultats, en matière d'inflation, plus favorables que ceux de la politique effectivement suivie, dans la mesure où la volatilité de l'inflation aurait pu être réduite. Des coefficients de réaction modérés (entre 1 et 1,75), issus des simulations stochastiques permettent de contraindre l'inflation à un niveau proche de la cible, sans coûts réels excessifs, pour une variabilité réduite du taux court, du taux long et de la croissance réelle. Cette interprétation est cependant conditionnelle aux anticipations d'inflation et dépend aussi de la crédibilité de la politique monétaire.

En second lieu, dans les simulations historiques, il semble que l'utilisation de prévisions d'inflation soit préférable à la simple constatation de l'inflation, pour le type de règle envisagé, mais à condition que ces prévisions ne soient pas d'origine privée (ce qui rejoint les conclusions des études déjà réalisées sur le sujet). Les simulations stochastiques nous ont amenées en revanche à privilégier les anticipations naïves. Il convient en outre de signaler que la précision de ces prévisions conditionne les performances de la règle, voire la stabilité du système. Par conséquent, mieux vaut encore, semble-t-il, se contenter d'utiliser l'inflation observée plutôt que des prévisions de mauvaise qualité.

Au vu de ces résultats empiriques, il semblerait que les autorités monétaires françaises auraient gagné en termes de crédibilité et de transparence en adoptant une stratégie de cible de prévisions d'inflation. Ces résultats révéleraient surtout que l'économie française aurait pu obtenir *a priori* une plus grande stabilité de l'activité économique. L'examen de l'expérience monétaire française, au cours de ces 20 dernières années, peut nous amener à réfléchir sur la définition de la stratégie monétaire dans la zone euro. La Banque centrale européenne aurait certainement intérêt à méditer sur l'opportunité d'adopter une politique plus transparente, reposant sur une règle monétaire simple mais néanmoins robuste, afin de construire ou de conforter sa crédibilité.

Les limites inhérentes aux techniques utilisées dans cette étude sont autant de pistes d'approfondissement des recherches sur le thème. Outre la constance des paramètres du modèle utilisé pour les simulations, qui renvoie à la critique de Lucas, la fixité de la cible d'inflation et son caractère exogène sont très critiquables. Une première amélioration consisterait à envisager un niveau d'inflation ciblé qui décroît des années 1970 à nos jours. Tenter une endogénéisation de la cible constituerait un progrès supplémentaire; il s'agirait alors de l'exprimer comme une fonction de l'inflation simulée, c'est-à-dire de la faire évoluer selon les résultats de la politique menée.

## ANNEXE

## PROPRIÉTÉS DU MODÈLE VAR

La matrice des graphiques A1 donne une idée des propriétés du modèle considéré. Dans ce cas, il s'agit simplement de décrire la réaction des variables aux séries de chocs orthogonalisés par une décomposition de Choleski, en l'absence de règle, sur les 20 prochains trimestres. Bien que l'identification des chocs soit sommaire, on peut proposer d'associer les chocs sur  $\Delta y$  à des chocs d'offre de biens, ceux sur  $\Delta p$  à des chocs de demande de biens, ceux sur  $\Delta m$  à des chocs de demande de monnaie, ceux sur  $\Delta e$  à des chocs extérieurs (un choc positif consiste en une appréciation de la monnaie nationale) et ceux sur  $\Delta i_f$  à des chocs d'offre de monnaie (un choc positif représente une politique monétaire restrictive). Le taux long est introduit dans le modèle essentiellement pour des besoins de convergence lors des simulations. Il est plus délicat d'identifier les chocs associés. On peut y voir une indication sur les évolutions des anticipations des agents économiques (un choc positif étant lié à une hausse des taux courts anticipés, consécutive à la prévision d'une accélération de l'inflation). La matrice A1 représente sur la première ligne, de gauche à droite, la réponse cumulée de  $\Delta y$  respectivement aux chocs sur  $\Delta y$ ,  $\Delta p$ ,  $\Delta m$ ,  $\Delta e$ ,  $\Delta r_l$ , et  $\Delta i_f$ . Sur la deuxième ligne il s'agit de la réponse cumulée de  $\Delta p$  aux mêmes chocs. Et ainsi de suite.

On constate que ces réponses correspondent pour la plupart aux attentes dictées par la théorie, notamment concernant les fonctions de réaction de l'inflation aux différents chocs : réponse négative dans le cas d'un choc d'offre, d'une appréciation de la monnaie et d'une politique monétaire restrictive; réponse positive dans le cas d'un choc de demande, d'un choc monétaire et d'anticipations inflationnistes. Le modèle est cependant défaillant ou conduit à des résultats difficiles à expliquer dans quatre cas : la réponse de l'output et du taux de change aux chocs de demande, celle du taux long aux chocs extérieurs et celle du taux court aux chocs d'offre. Toutefois la décomposition de la variance indique que ces différents chocs contribuent pour une très faible part (moins de 10 %) à l'explication des variables concernées. Au total on peut donc considérer que le modèle choisi permet de rendre compte des structures de l'économie française d'une manière cohérente et suffisante en première analyse

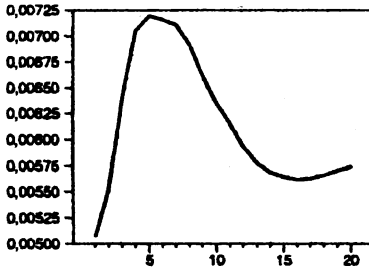


MATRICE DES GRAPHIQUES A1

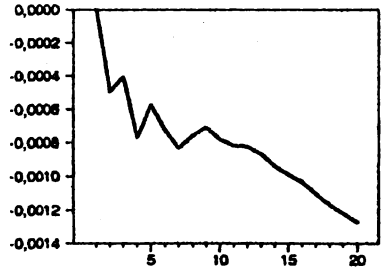
$\Delta y$

$\Delta p$

Réaction de DLPIB8 à un changement de DLPIB8

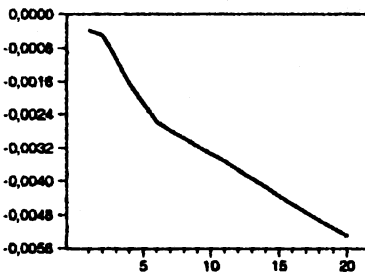


Réaction de DLPIB8 à un changement de DLIPC

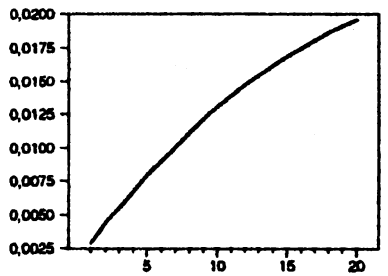


$\Delta y$

Réaction de DLIPC à un changement de DLPIB8

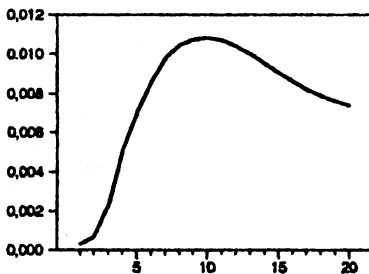


Réaction de DLIPC à un changement de DLIPC

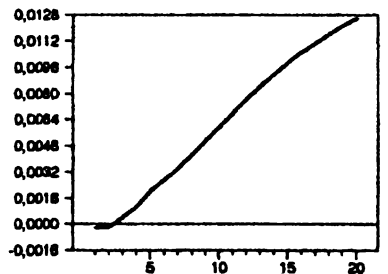


$\Delta p$

Réaction de DLM3 à un changement de DLPIB8



Réaction de DLM3 à un changement de DLIPC

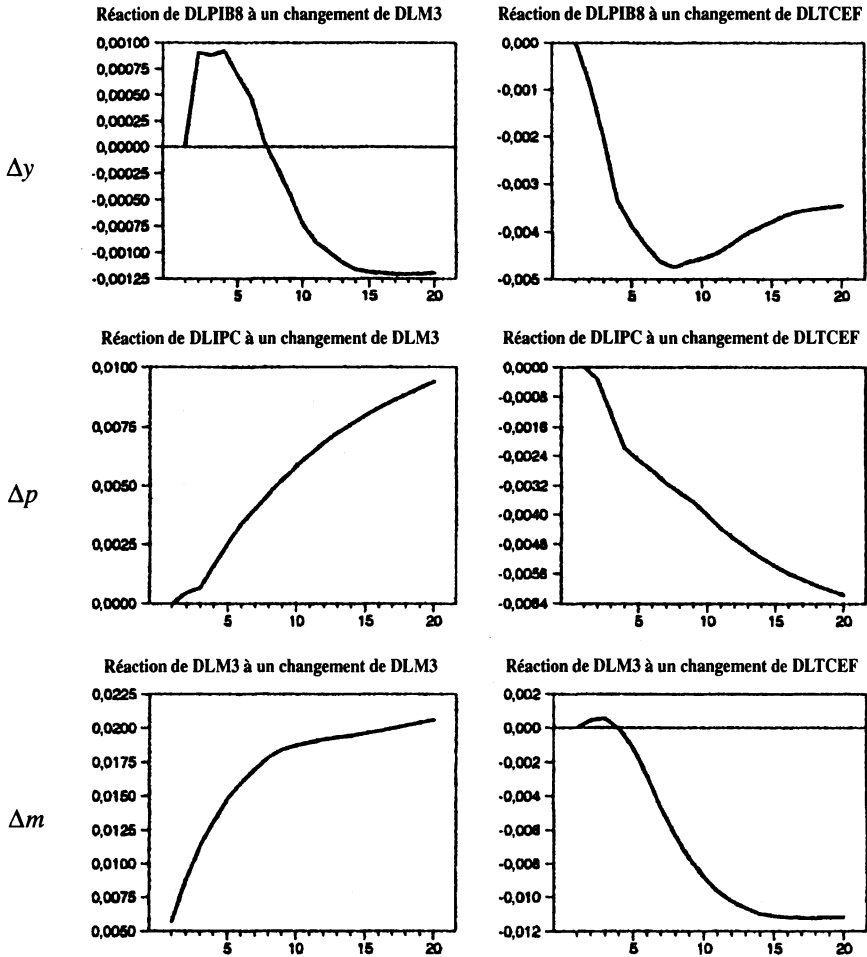


$\Delta m$

MATRICE DES GRAPHIQUES A1 (SUITE)

$\Delta m$

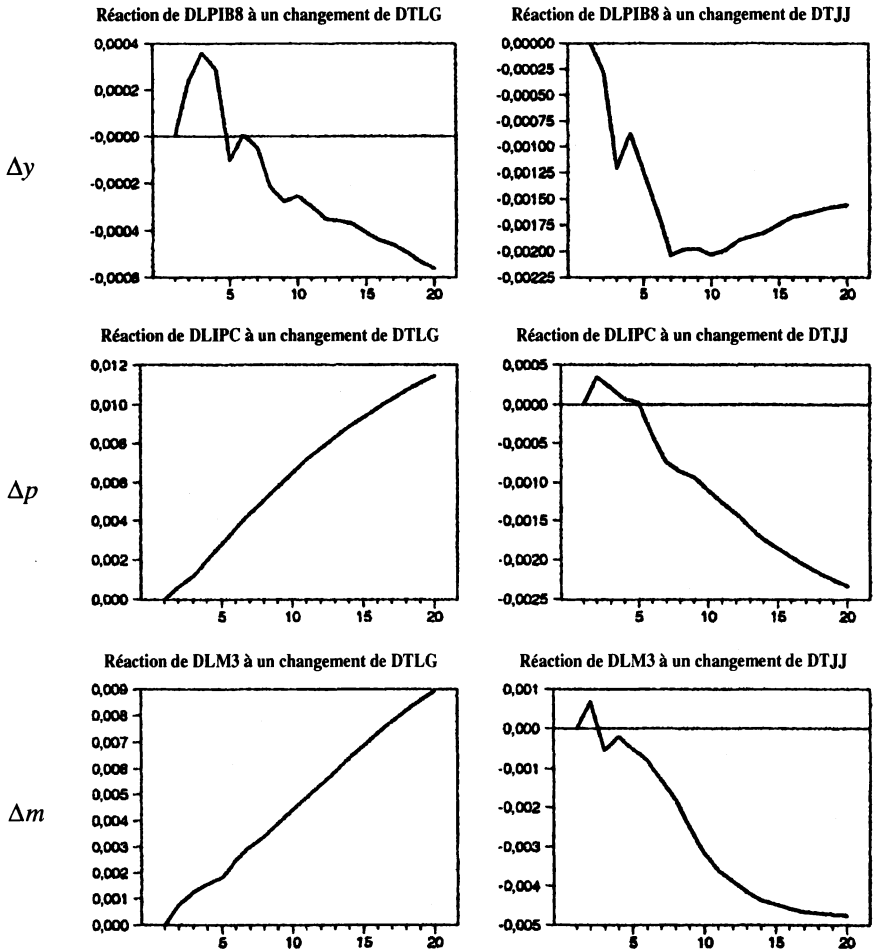
$\Delta e$



MATRICE DES GRAPHIQUES A1 (SUITE)

$\Delta r_l$

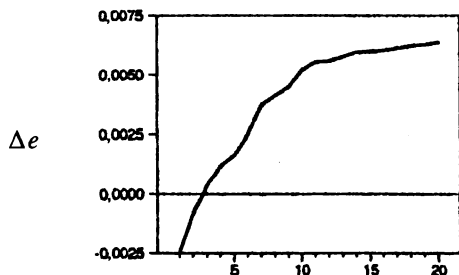
$\Delta i$



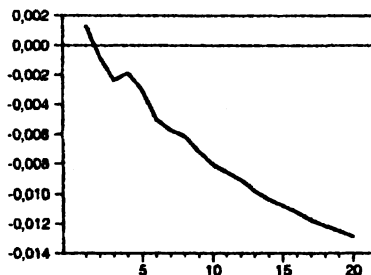
## MATRICE DES GRAPHIQUES A1 (SUITE)

 $\Delta y$  $\Delta p$ 

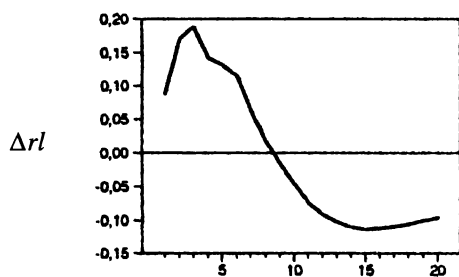
Réaction de DLTCF à un changement de DLPIB8



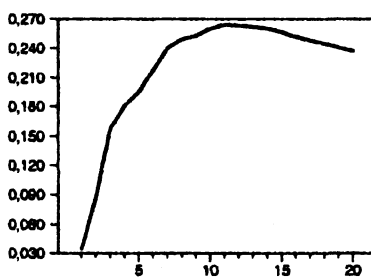
Réaction de DLTCF à un changement de DLIPC



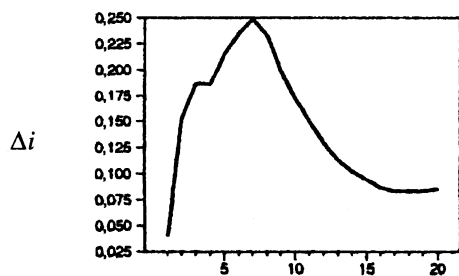
Réaction de DTLG à un changement de DLPIB8



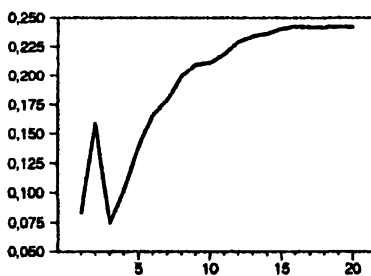
Réaction de DTLG à un changement de DLIPC



Réaction de DTJJ à un changement de DLPIB8



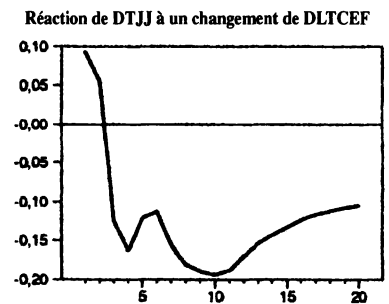
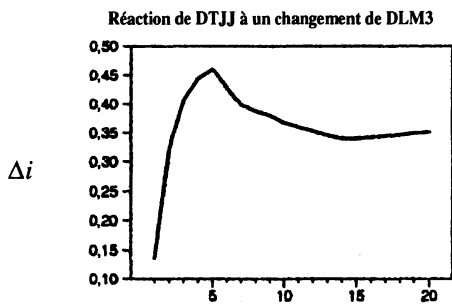
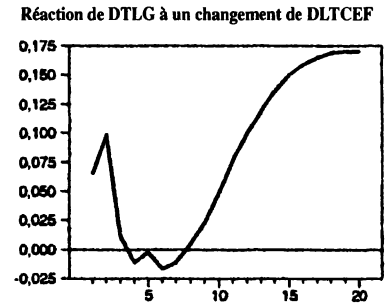
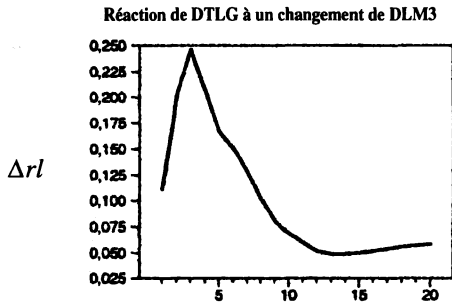
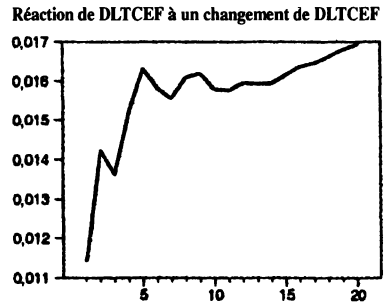
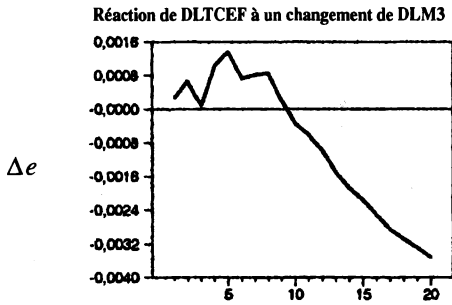
Réaction de DTJJ à un changement de DLIPC



MATRICE DES GRAPHIQUES A1 (SUITE)

$\Delta m$

$\Delta e$



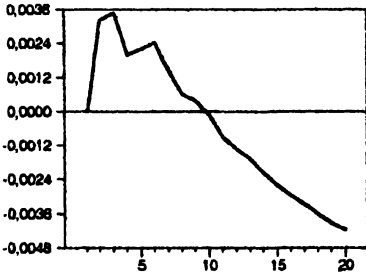
MATRICE DES GRAPHIQUES A1 (SUITE)

$\Delta r_l$

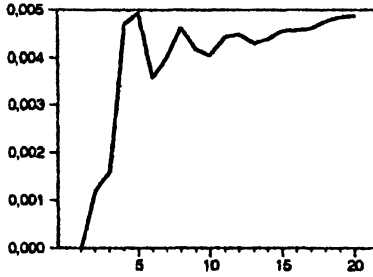
$\Delta i$

$\Delta e$

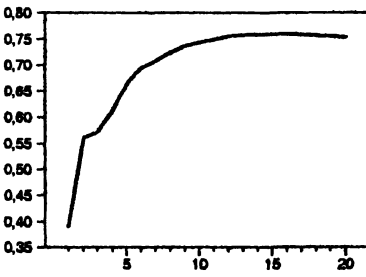
Réaction de DLTCEF à un changement de DTLG



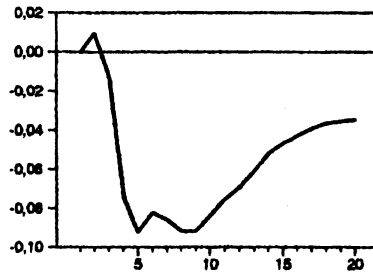
Réaction de DLTCEF à un changement de DTJJ



Réaction de DTLG à un changement de DTLG

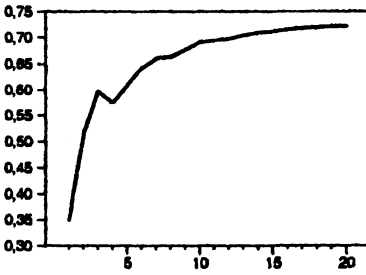


Réaction de DTLG à un changement de DTJJ

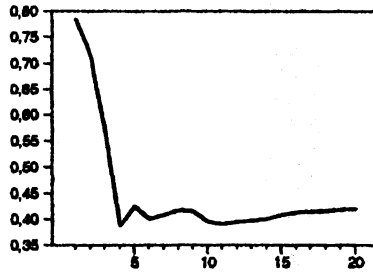


$\Delta r_l$

Réaction de DTJJ à un changement de DTLG



Réaction de DTJJ à un changement de DTJJ

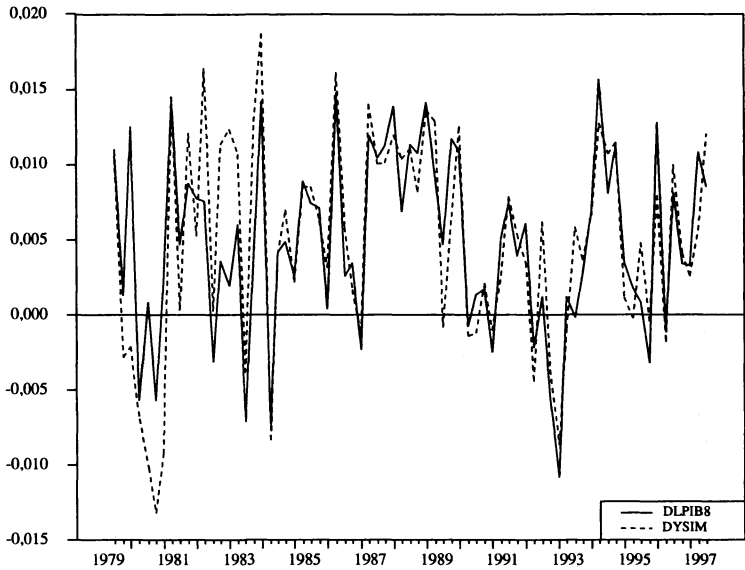


$\Delta i$

GRAPHIQUES DE 1 À 12  
VARIABLES SIMULÉES ET EFFECTIVES – SIMULATIONS HISTORIQUES

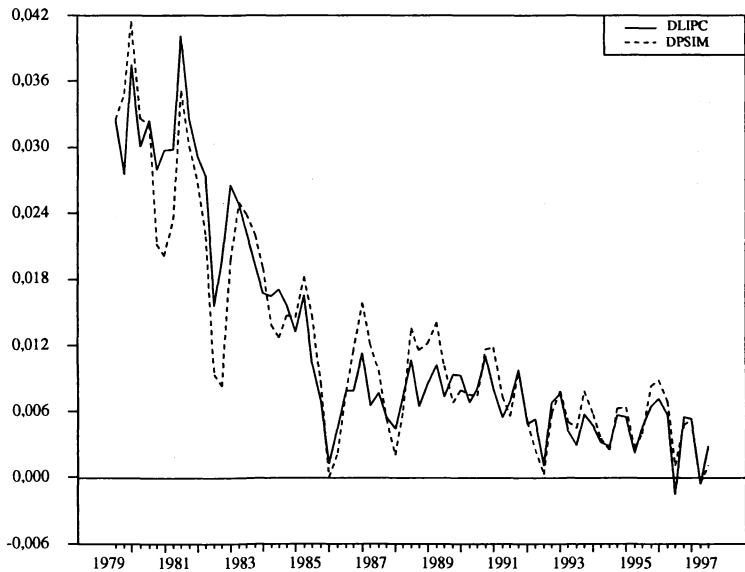
LAMBDA = 1,56, RÈGLE 1

CROISSANCE RÉELLE



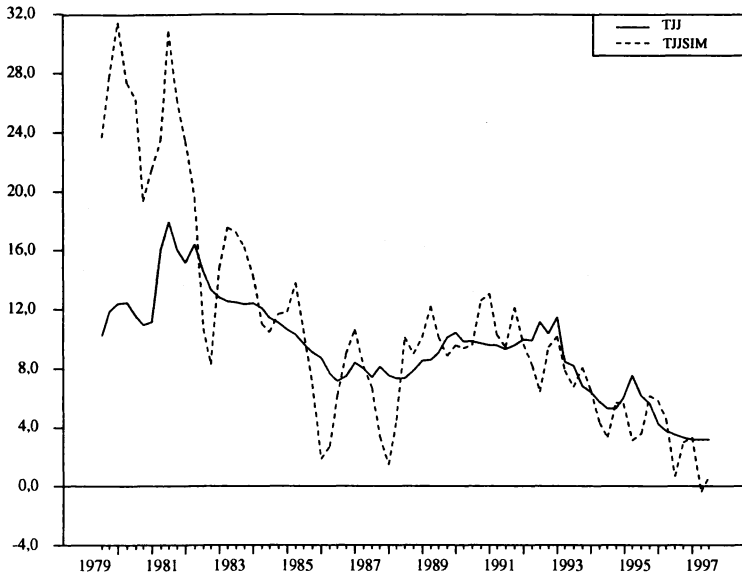
LAMBDA = 1,56, RÈGLE 1

INFLATION



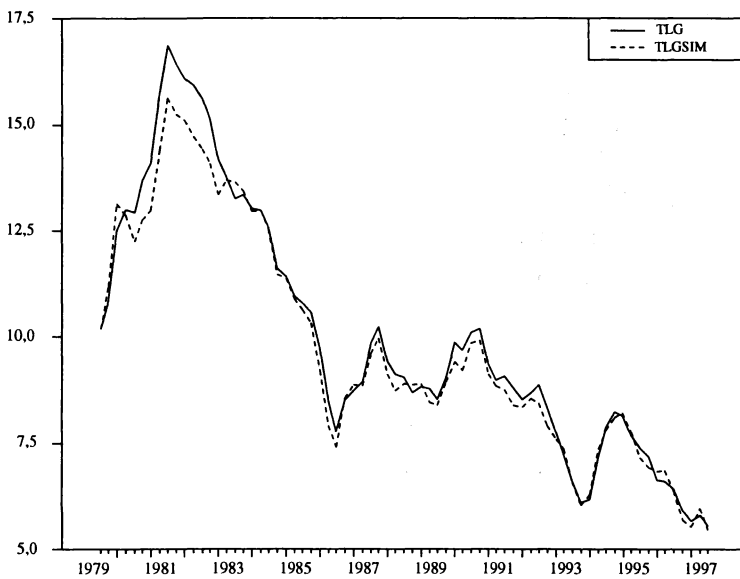
LAMBDA = 1,56, RÈGLE 1

TAUX COURT



LAMBDA = 1,56, RÈGLE 1

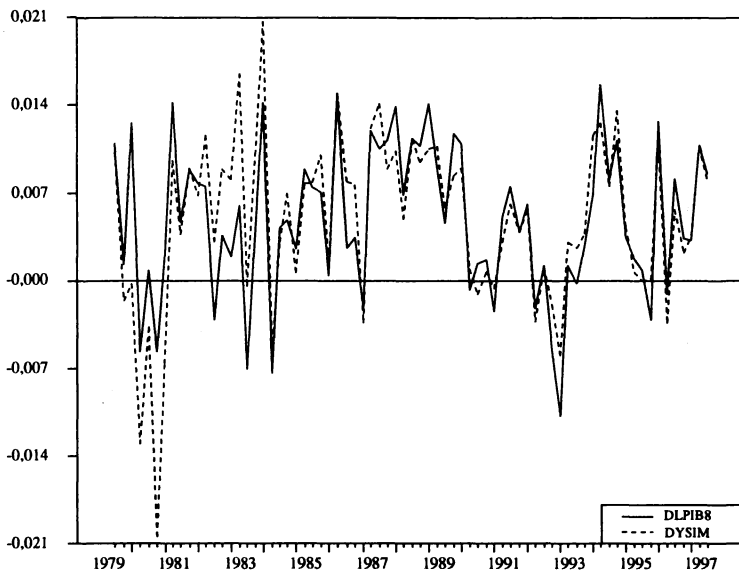
TAUX LONG





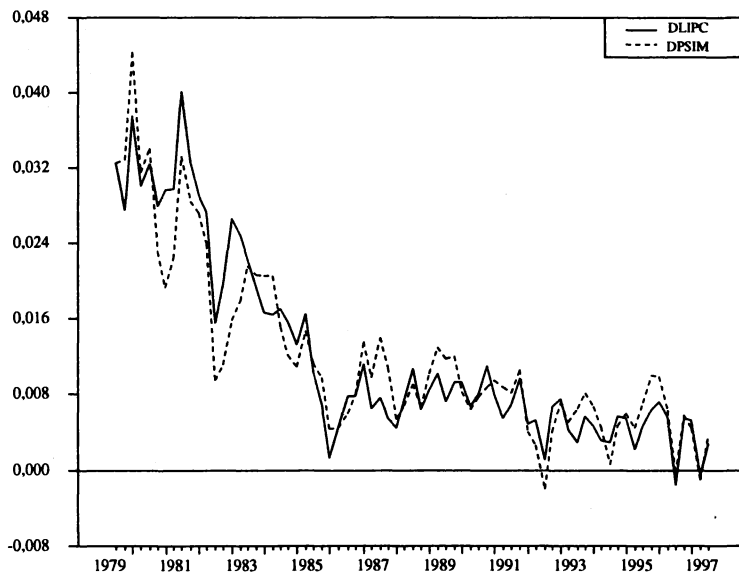
LAMBDA = 1,82, RÈGLE 2

CROISSANCE RÉELLE



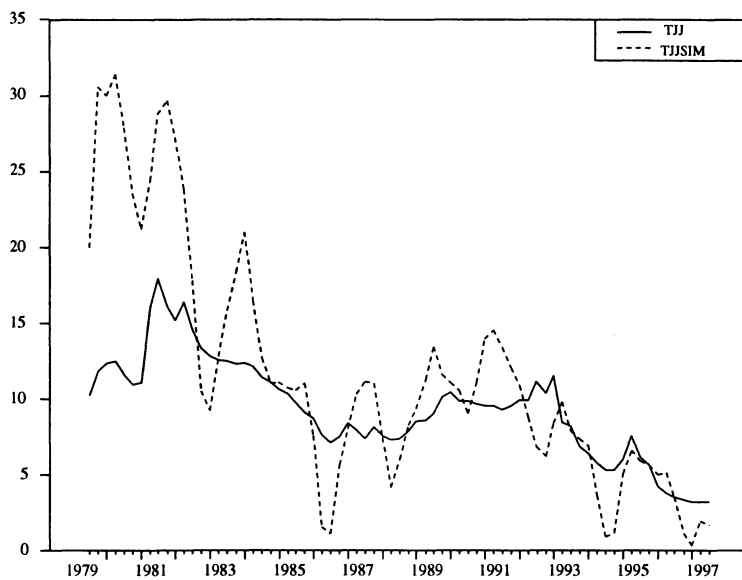
LAMBDA = 1,82, RÈGLE 2

INFLATION



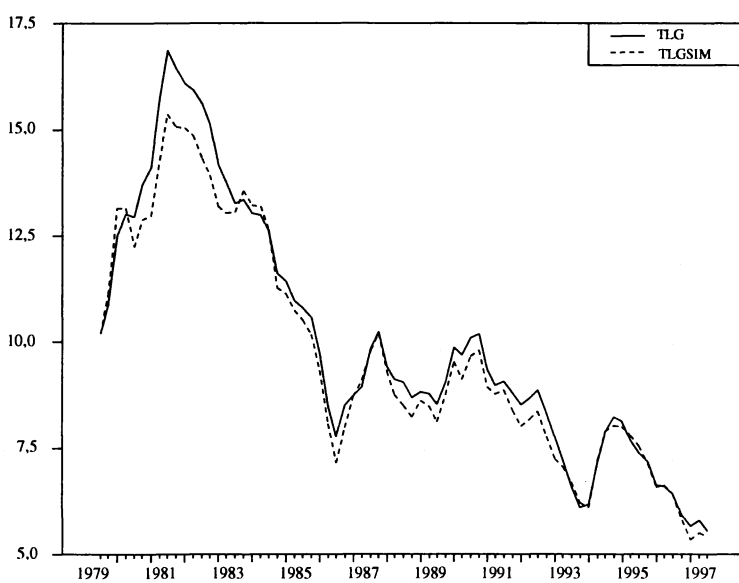
LAMBDA = 1,82, RÈGLE 2

TAUX COURT



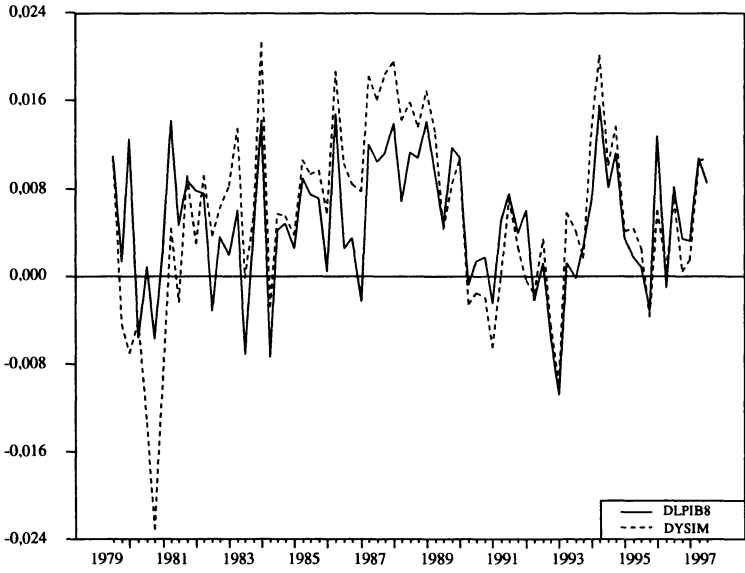
LAMBDA = 1,82, RÈGLE 2

TAUX LONG



LAMBDA = 2,02, RÈGLE 3

CROISSANCE RÉELLE



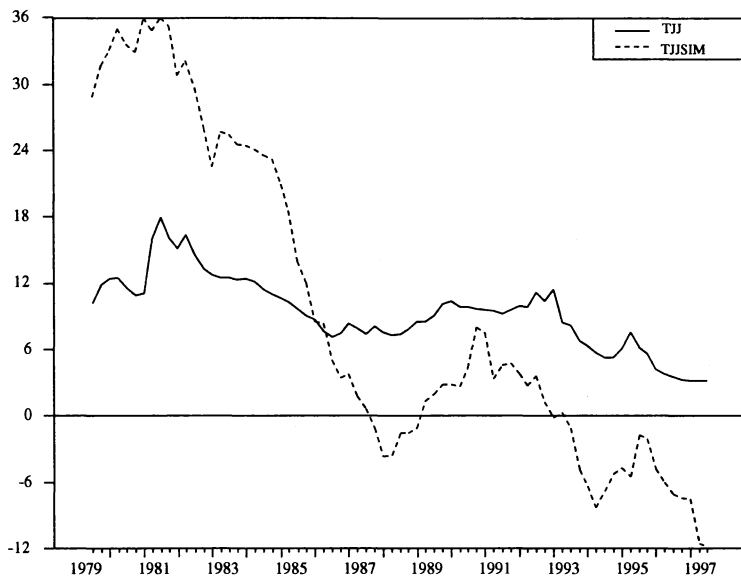
LAMBDA = 2,02, RÈGLE 3

INFLATION



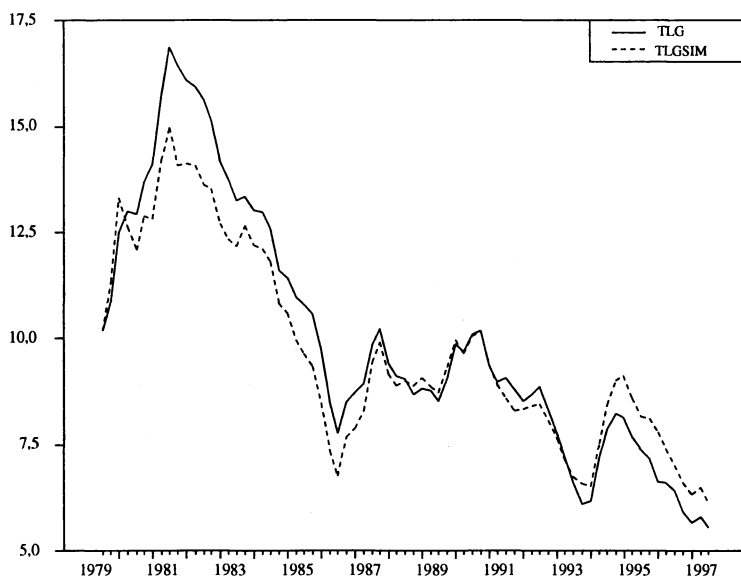
LAMBDA = 2,02, RÈGLE 3

TAUX COURT



LAMBDA = 2,02, RÈGLE 3

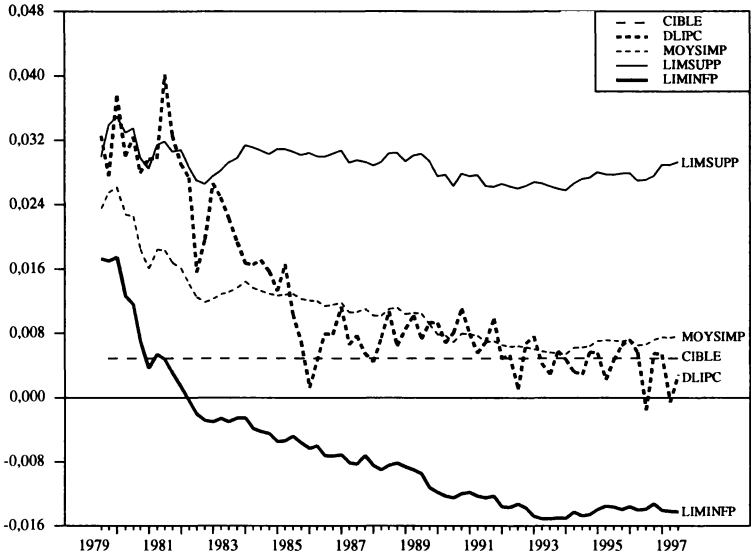
TAUX LONG



GRAPHIQUES DE 13 À 14  
INFLATION ET CIBLE – SIMULATIONS STOCHASTIQUES

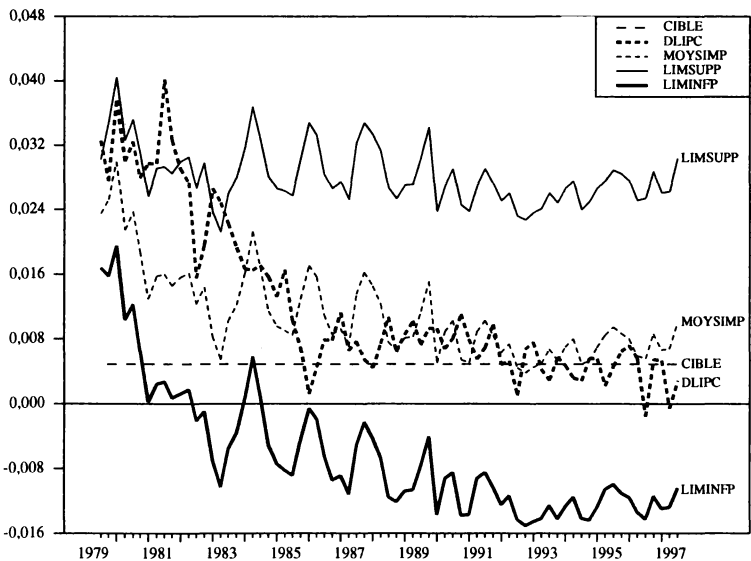
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1 (STOC.)

INFLATION ET CIBLE



LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2 (STOC.)

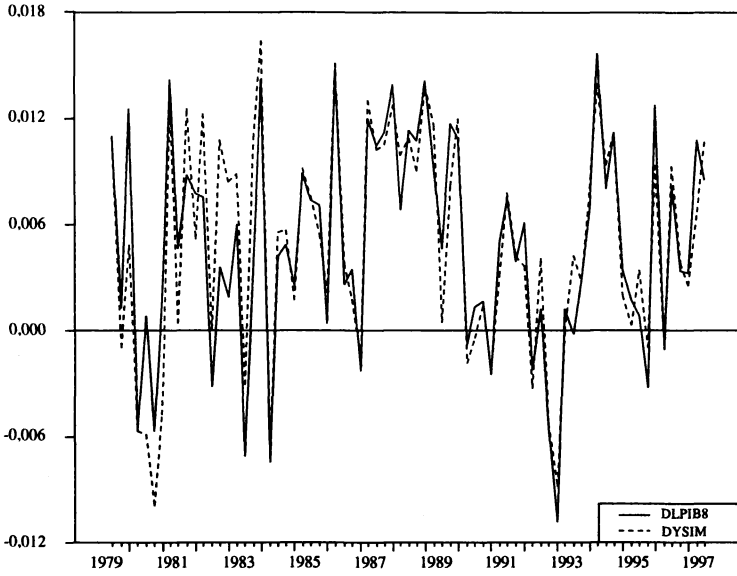
INFLATION ET CIBLE



GRAPHIQUES DE 15 À 22  
VARIABLES SIMULÉES ET EFFECTIVES – SIMULATIONS STOCHASTIQUES

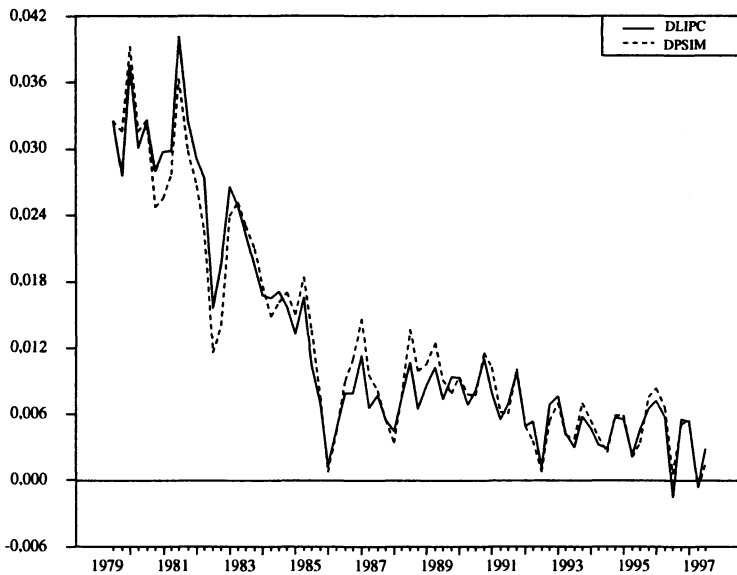
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

CROISSANCE RÉELLE



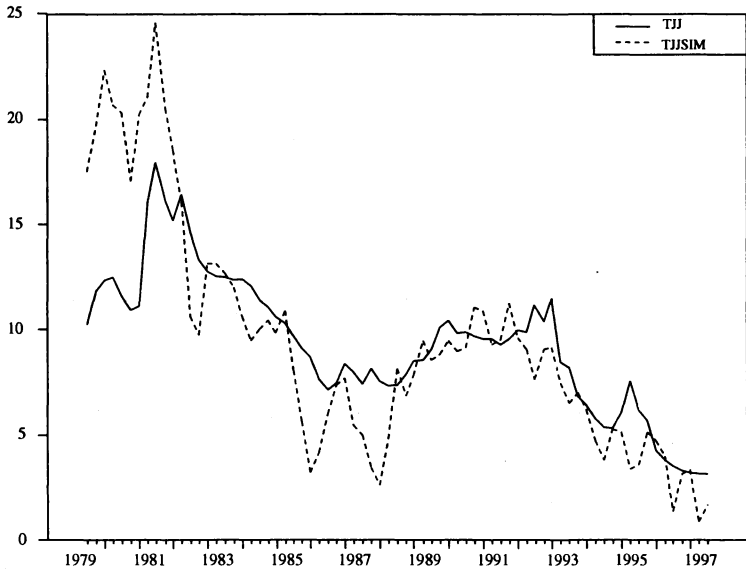
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

INFLATION



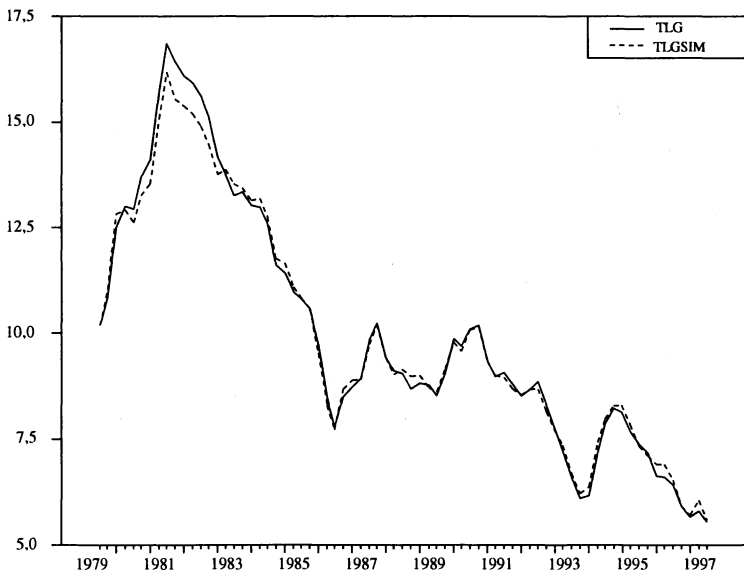
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

TAUX COURT



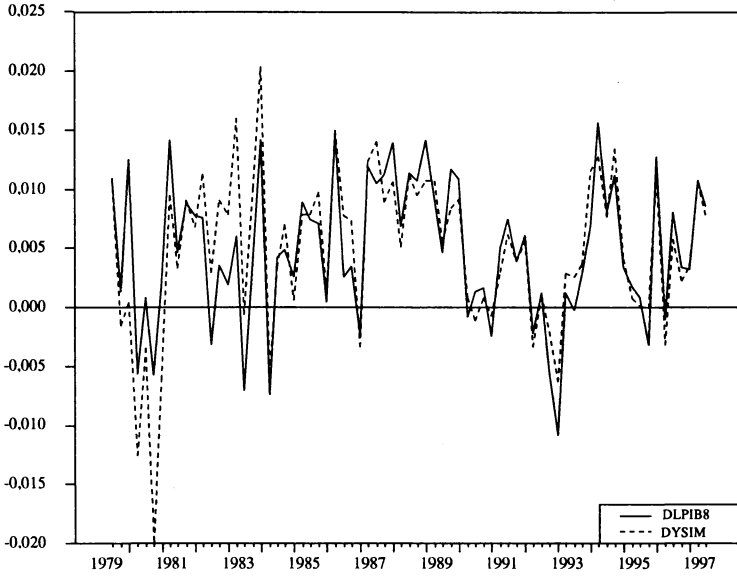
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

TAUX LONG



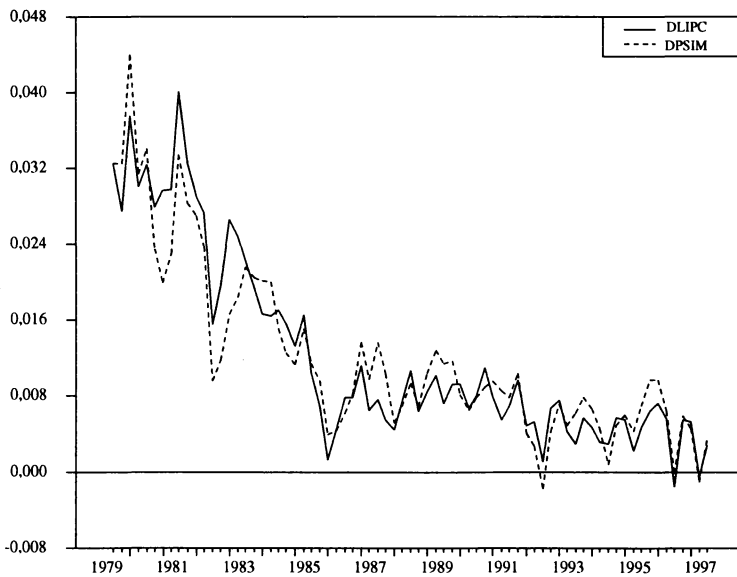
## LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

## CROISSANCE RÉELLE



## LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

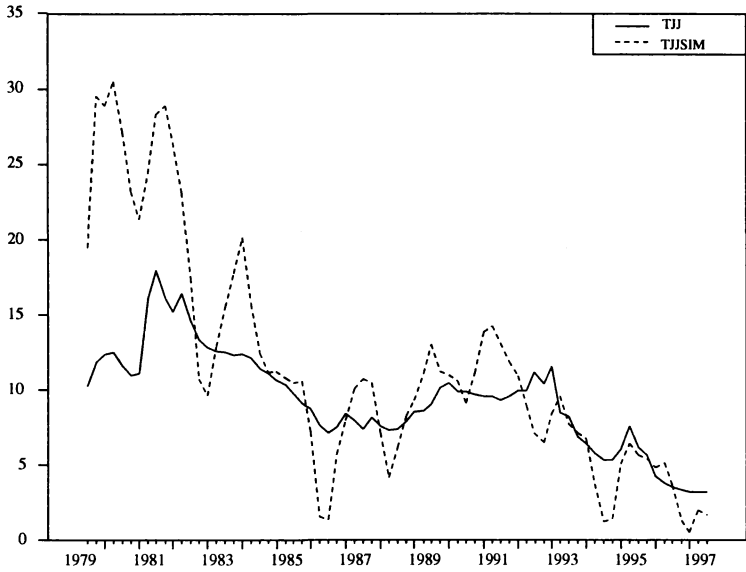
## INFLATION





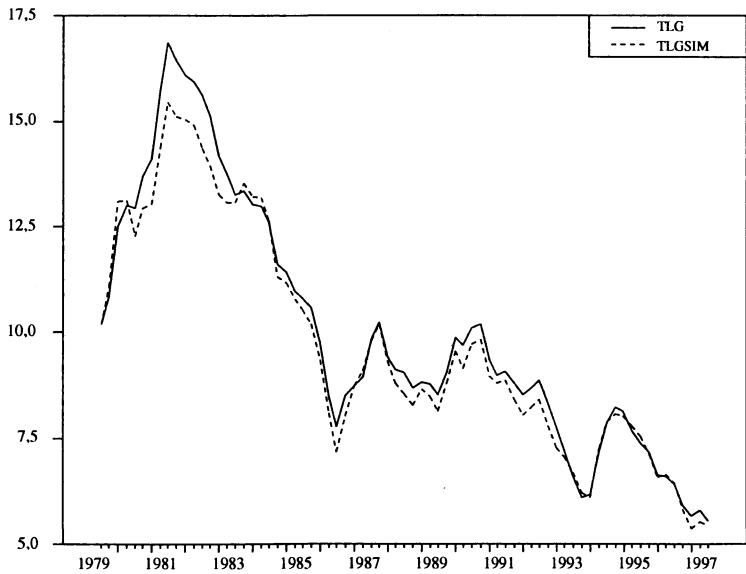
LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

TAUX COURT



LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

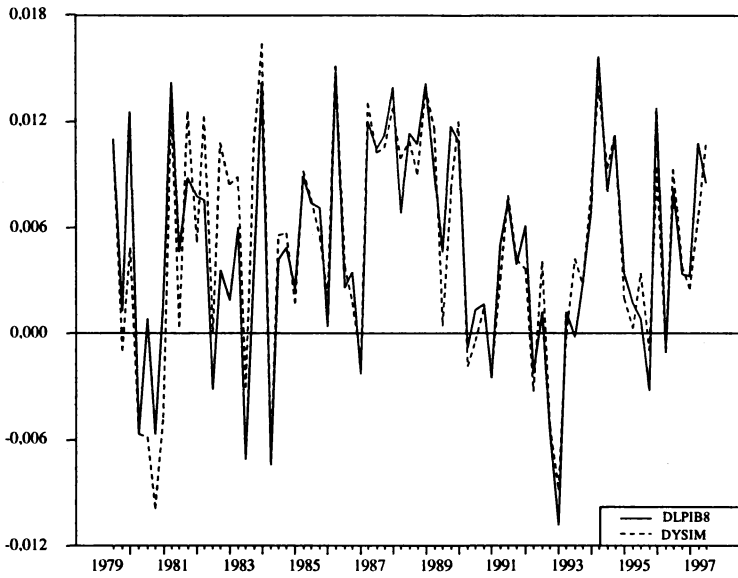
TAUX LONG



GRAPHIQUES DE 23 À 30  
VARIABLES SIMULÉES ET EFFECTIVES – SIMULATIONS HISTORIQUES AVEC  $\lambda^*$  DÉFINIS  
À PARTIR DES SIMULATIONS STOCHASTIQUES

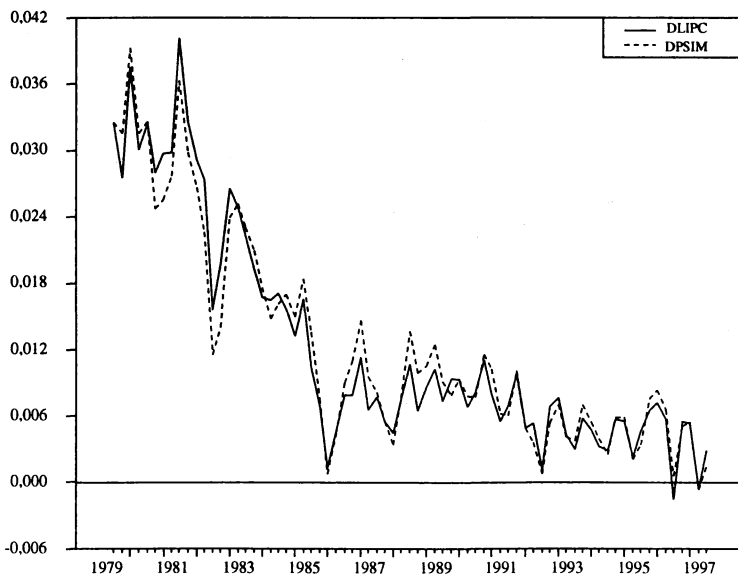
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

CROISSANCE RÉELLE



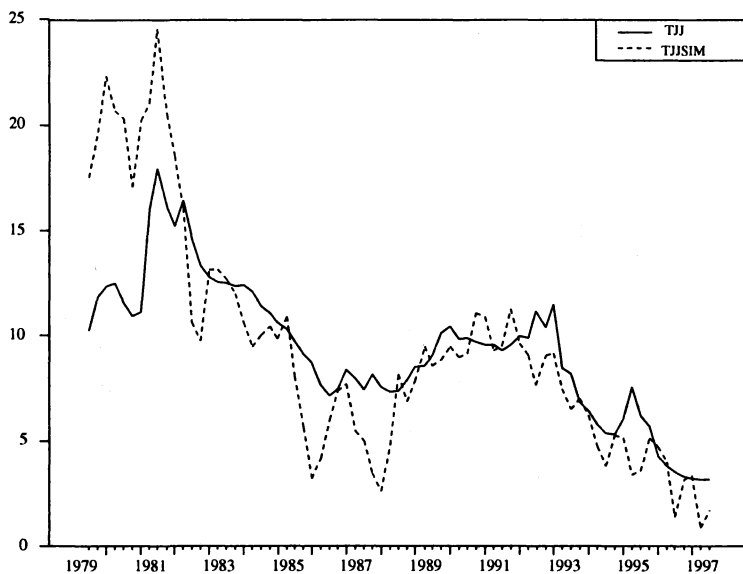
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

INFLATION



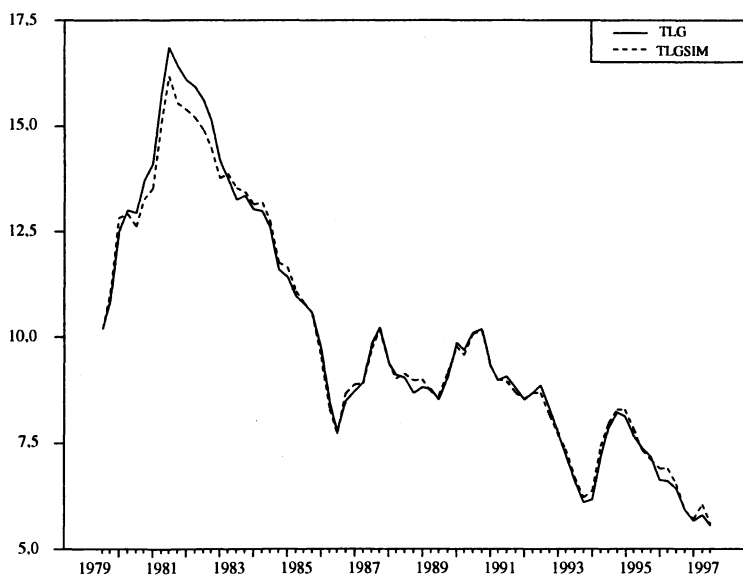
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

TAUX COURT



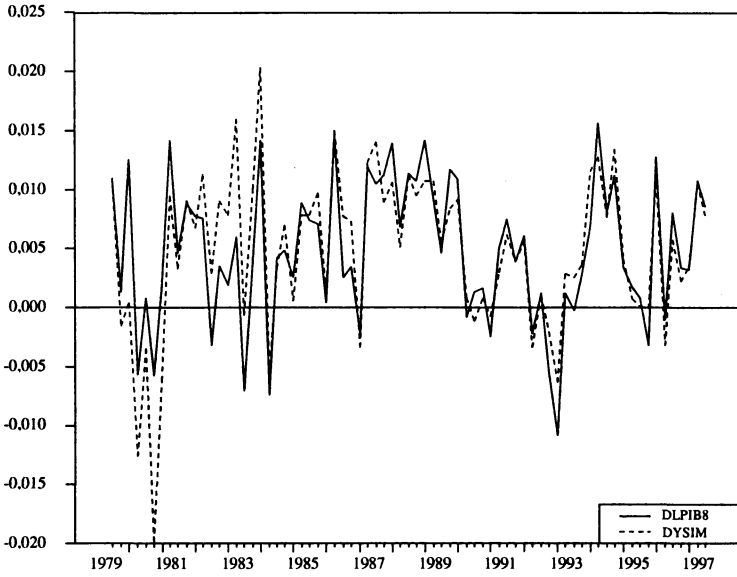
LAMBDA = 1,00, RÈGLE 1

TAUX LONG



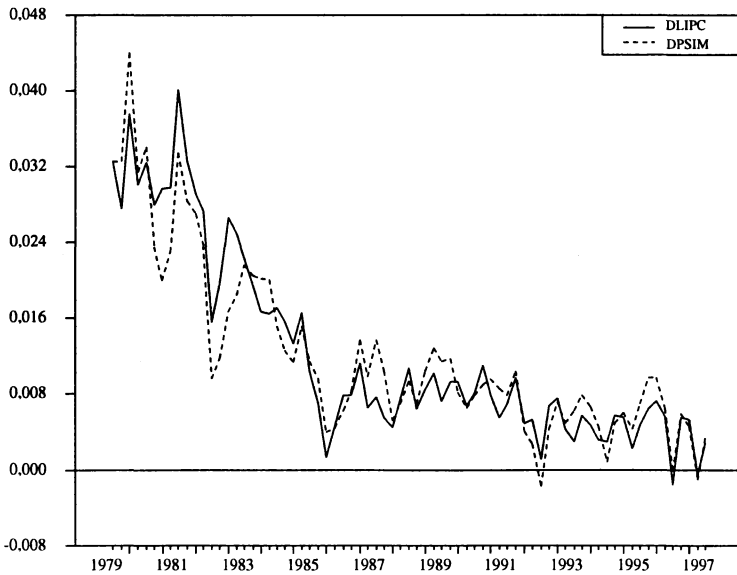
LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

CROISSANCE RÉELLE



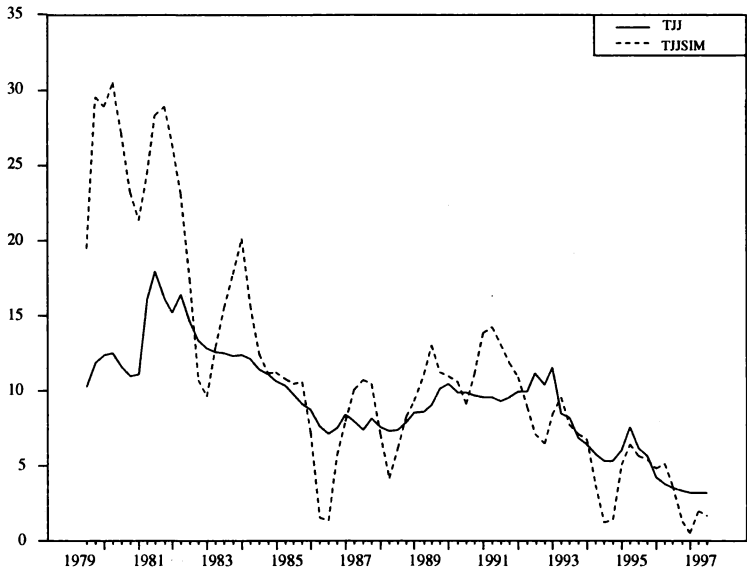
LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

INFLATION



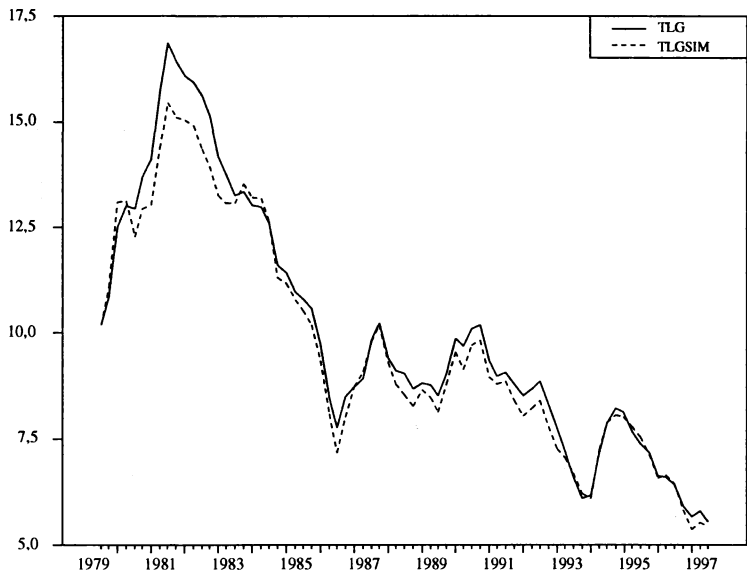
LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

TAUX COURT



LAMBDA = 1,75, RÈGLE 2

TAUX LONG



## BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS, P. (1997), « Crédibilité de la politique monétaire ou coordination de la politique monétaire et de la politique budgétaire : que vaut-il mieux choisir? », Document de Travail de la CDC, n° 1997-04/MA, mars.
- ARTUS, P., A. PENOT et J-P. POLLIN (1999), « Quelle règle monétaire pour la Banque centrale européenne? », Document de recherche LEO, 19.
- BALL, L. (1997), « Efficient Rules for Monetary Policy », NBER Working Paper, 5 952 (mars).
- BARRO, R. J. et D. B. GORDON (1983), « A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model », *Journal of Political Economy*, 91 : 589-610.
- BERNANKE, B.S. et M. WOODFORD (1997), « Inflation Forecasts and Monetary Policy », NBER Working Paper, 6 157 (septembre).
- BERNANKE, B.S. et I. MIHOV (1996), « What does the Bundesbank Target? », NBER Working Paper, 5 764 (septembre).
- BERNANKE, B.S. et F.S. MISHKIN (1997), « Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? », NBER Working Paper, 5 893 (janvier).
- BOSKIN, M.J., E.R. DULBERGER, R.J. GORDON, Z. GRILICHES et D. JORGENSEN (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, 4 décembre.
- CECCHETTI, S.G. (1997), « Measuring Short-run Inflation for Central Bankers », *Review*, Federal Reserve Bank of St Louis, 79(3) : 143-155.
- CLARIDA, R., J. G. GALI et M. GERTLER (1997), « Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence », NBER Working Paper, 6 254.
- DEBELLE, G. (1997), « Inflation Targeting in Practice », IMF Working Paper, WP/97/35 (mars).
- DURAND, J.J., F. MARTIN et N. PAYELLE (1999), « La convergence des degrés de sensibilité à la politique monétaire », in TAVERA C. (éd.), *La convergence des économies européennes*, Economica, ch. II, p. 53-91.
- DURAND, J.J. et N. PAYELLE (1998), « Règles de politique monétaire et objectif de PIB nominal. Application au cas français », *Revue Économique*, 49(3) : 665-675.
- DURAND, J.J. et N. PAYELLE (2000), « Taux d'intérêt ou monnaie de base : quel instrument pour les banques centrales? », XVII<sup>e</sup> Journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Lisbonne, 7-9 juin.
- GARNER, C. (1995), « How Useful are Leading Indicators of Inflation? », *Economic Review*, 2<sup>e</sup> trimestre : 5-18, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- HALDANE, A. (1997), *Designing Inflation Targets*, in P. LOWE (éd.), *Monetary Policy of Political Economy*, Reserve Bank of Australia.
- KYDLAND, F.E. et E.C. PRESCOTT (1977), « Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, 85 : 473-491.

- LECARPENTIER-MOYAL, S. (1998), *Agrégats monétaires pondérés : théories et applications*, Economica, coll. Approfondissement de la connaissance économique, Paris.
- LECARPENTIER-MOYAL, S. et N. PAYELLE (1998), « Règle de cible directe d'inflation. Application au cas de la France », XLVII<sup>e</sup> Congrès AFSE.
- LEVY, J. et I. HALIKIAS (1997), « Aspects of the Monetary Transmission Mechanism under Exchange Rate Targeting: The Case of France », IMF Working Paper, WP/97/44.
- MCCALLUM, B. (1987), « The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Septembre/Octobre : 10-18.
- MCCALLUM, B. (1988), « Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy », *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 29 : 173-203.
- MCCALLUM, B. (1993), « Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan », *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 11(2) : 1-45.
- MISHKIN, F.S. (1997), « Strategies for Controlling Inflation », NBER Working Paper, 6 122.
- MISHKIN, F.S. et A.S. POSEN (1997), « Inflation Targeting: Lessons from Four Countries », NBER Working Paper, 6 126.
- PAYELLE, N. (1998), « Cible directe d'inflation et formulation de la politique monétaire à court terme (application au cas français) », XV<sup>e</sup> Journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Toulouse, 4-5 juin.
- PRAT, G. (1988), *Analyse des anticipations d'inflation des ménages – France et États-Unis*, Economica, Paris.
- SVENSSON, L.E.O. (1995), « Optimal Inflation Targets, Conservative Central Banks, and Linear Inflation Contracts », NBER Working Paper, 5 251.
- SVENSSON, L.E.O. (1996), « Price Level vs. Targeting, Inflation Targeting: A Free Lunch? », NBER Working Paper, 5 719.
- SVENSSON, L.E.O. (1997), « Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation targets », *European Economic Review* : 1 111-1 146.
- SVENSSON, L.E.O. (1998), « Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule », Conference on Monetary Policy Rules, Sveriges Riksbank and Institute for International Economic Studies Stockholm, 12-13 juin.
- TAYLOR, J. B. (1993), « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39 : 195-214.
- TAYLOR, J. B. (1994), « The Inflation/output Variability Trade-off Revisited » in J. FUHER (éd.), *Goals, Guidelines and Constraints Facing Policymakers*, Federal Reserve of Boston.
- TAYLOR, J. B. (1998), « The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank », Conferences on Monetary Policy Rules, Stockholm, 12-13 juin.