



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITÉ D'EVRY

Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse

Hervé LE BIHAN & Jean-Guillaume SAHUC

01 – 08

Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse^α

Hervé Lebihan^γ et Jean-Guillaume Sahuc^z

Mars 2001

Résumé

Cet article présente une synthèse de la littérature consacrée aux implications de l'incertitude pour la conduite de la politique monétaire. La littérature en question s'organise autour de deux principes fondateurs. Le principe d'équivalence certain indique qu'une incertitude additive - en particulier une incertitude sur la mesure des variables - n'affecte pas la politique optimale de la banque centrale. Le principe de conservatisme indique en revanche qu'en présence d'incertitude sur les mécanismes de transmission, la politique optimale tend à être plus prudente qu'en univers certain. Nous passons en revue une série de travaux récents, qui s'est attachée à nuancer et étendre sur les plans théorique et empirique ces deux principes.

Mots clés : Conservatisme, équivalence certain, incertitude, politique monétaire.

JEL Classifications : C61, D80, E52

Abstract

Monetary Policy Rules under Uncertainty : a Survey

This paper reviews the recent literature on monetary policy rules under uncertainty. We first expose two fundamental principles in a simple framework. The first one, "the certainty equivalence" principle states that additive uncertainty is of no consequence for the optimal monetary policy rule. The second one, "the Brainard conservatism" principle, indicates that facing multiplicative uncertainty, policy should be more cautious. We summarize evidence on empirical relevance of both principles. Last, we review a series of theoretical extensions.

^αNous tenons à remercier vivement Sami Aouji-Doui, Michel Guillard, Eric Jondeau et Ferhat Mithoubi pour leurs conseils et remarques. Nous remercions aussi les participants des séminaires internes de l'Université d'Evry (EP EE) et de la Banque de France.

^γBanque de France, Centre de recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris.
E-Mail : herve.lebihan@banque-france.fr.

^zBanque de France, Centre de recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris et EP EE, Université d'Evry-Val d'Essonne, 4 boulevard François Mitterrand, 91025 Evry.
E-Mail : jean-guillaume.sahuc@banque-france.fr.

1 Introduction

La conduite de la politique monétaire s'effectue dans un contexte de grande incertitude. Ce constat peu controversé peut être illustré par de nombreux exemples récents. Ainsi, le prix du pétrole a connu en 1999 et 2000 des fluctuations inattendues de grande ampleur. Un exemple d'une autre nature est fourni par la mesure du taux de croissance potentiel, devenue particulièrement sujette à caution dans le contexte des interrogations sur la nouvelle économie. Enfin l'incertitude entourant les mécanismes de transmission est particulièrement importante dans le contexte de la mise en place de l'Eurosystème et de la Banque Centrale Européenne. En effet des ruptures structurelles dans les comportements macroéconomiques ont potentiellement accompagné la réalisation de l'union monétaire.

Dans un environnement incertain, comment l'autorité monétaire doit-elle ajuster son comportement ? Doit-elle se montrer plus prudente ou au contraire plus agressive ? Doit-elle réagir plus rapidement ou au contraire plus graduellement aux chocs ? Ces questions ont été récemment revisitées et approfondies par une série de contributions émanant de banques centrales comme des milieux académiques, et situées dans la continuité de l'analyse des règles de politique monétaire¹. Ces travaux ont produit un grand nombre de résultats théoriques et empiriques, parfois divergents, dont le présent papier vise à proposer une synthèse.

Le principal message de cette littérature est que l'ajustement souhaitable de la politique monétaire face à une incertitude accrue dépend du type d'incertitude considéré. Les trois exemples liminaires illustrent trois catégories d'incertitude qu'il s'avère fondamental de distinguer : l'incertitude portant sur les chocs macroéconomiques, celle portant sur la mesure des variables d'intérêt pour la banque centrale, et enfin celle entourant les mécanismes de transmission². La littérature que nous passons en revue s'organise autour de deux principes traditionnels. Le principe d'équivalent-certain (Theil, 1958) indique que face à une incertitude de type additif (sur les chocs ou sur la mesure des variables), la politique monétaire doit agir de la même façon qu'en univers certain. Le principe de conservatisme (Brainard, 1967) énonce au contraire que les autorités monétaires doivent avoir une réponse plus modérée aux chocs lorsqu'il y a une incertitude sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire.

Notre article s'attache à exposer ces principes ainsi que les résultats plus récents dans un cadre simple. Pour cela, la section suivante introduit un modèle minimal permettant l'exposition des principaux résultats, et définit les différents types d'incertitude. Les sections 3 et 4 décrivent respectivement les conséquences de l'incertitude additive et multiplicative pour la politique monétaire. Puis la section 5 présente des extensions : la notion d'apprentissage actif et l'incertitude sur le modèle, telle qu'elle est appréhendée par la méthode du contrôle robuste. Un exemple numérique, illus-

¹L'ouvrage édité par Taylor (1999) présente l'état de l'art dans ce domaine.

²voir Poole (1998) ou Clements & Hendry (1998) pour une taxinomie plus complète des sources d'incertitude.

trant les différentes configurations d'incertitude est présenté dans la dernière section.

2 Politique monétaire optimale et incertitude : un cadre simplifié

Nous considérons un cadre minimal dans lequel l'objectif de la politique monétaire (l'inflation) et un instrument (le taux d'intérêt) sont liés par une relation linéaire. Ce cadre peut être obtenu comme forme réduite d'un modèle macroéconomique simple, en économie fermée, proche de celui analysé par Svensson (1999). Ce modèle est composé d'une courbe IS reliant l'écart d'inflation au taux d'intérêt réel et d'une courbe de Phillips reliant l'inflation à l'écart de production :

$$y_{t+1} = -\gamma_r (i_t - E_t(\pi_{t+1})) + \varepsilon_{y,t+1} \quad (\text{IS})$$

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t + \beta_y y_{t+1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (\text{CP})$$

où π_t est le taux d'inflation de la période t , y_t est l'écart de production ou "output gap" (le logarithme du rapport de la production au niveau de production potentiel), i_t est le taux d'intérêt nominal, et $\varepsilon_{y,t}$ et $\varepsilon_{\pi,t}$ sont des chocs aléatoires non auto-corrélés et de moyenne nulle. $r_t = i_t - E_t(\pi_{t+1})$ est le taux d'intérêt réel. Le taux réel d'équilibre est implicitement supposé nul. La caractéristique principale du modèle est que l'inflation et l'output gap réagissent avec un retard d'une période au taux d'intérêt, ce qui traduit la présence d'un délai de transmission de la politique monétaire. Pour fixer les idées, la période est ici d'un semestre ou d'un an. En raison de ce délai de transmission et de la présence de chocs aléatoires dans l'économie, les autorités monétaires ont un contrôle imparfait de l'inflation.

En substituant la première équation dans la seconde et en notant $\alpha_r \equiv \beta_y \gamma_r$ puis $\varepsilon_{t+1} \equiv \varepsilon_{\pi,t+1} + \beta_y \varepsilon_{y,t+1}$, on obtient une forme réduite (FR) décrivant le processus d'inflation :

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1} \quad (\text{FR})$$

Dans la suite de l'exposé nous nous préoccupons seulement des propriétés des paramètres de la forme réduite.

Par ailleurs nous faisons l'hypothèse habituelle que l'objectif de la banque centrale est de minimiser une fonction quadratique de l'écart des variables d'intérêt, ici π_t , à la cible. La cible d'inflation est ici supposée nulle. La banque centrale a pour objectif :

$$\text{Min}_{\{i_t\}} L = E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i (\pi_{t+i}^2) \right)$$

Le problème de politique est donc de choisir un sentier temporel pour l'instrument r_t qui minimise L sous les contraintes résumées par la forme réduite. Etant donné le

modèle de l'économie, la condition du premier ordre ($\partial L/\partial i_t = 0$) de résolution du système, permet de déterminer une fonction de réponse,

$$i_t = f(\Lambda_t)$$

où $f(\cdot)$ représente une fonction de réaction explicite ou implicite dont l'argument, Λ_t , est un vecteur de variables pertinentes, ici la variable d'état $\Lambda_t = (\pi_t)$.

Pour simplifier l'exposé, on considère que la politique monétaire contrôle le taux d'intérêt réel de court terme $r_t = i_t - E_t(\pi_{t+1})$. Cette hypothèse est assez peu restrictive : le taux d'inflation est prédéterminé, et une règle de taux réel peut s'écrire comme règle de taux nominal. Par ailleurs, le modèle étant linéaire et la fonction objectif quadratique, la réponse optimale sera une fonction linéaire de la variable d'état :

$$r_t = \psi_\pi \pi_t.$$

La présence d'incertitude dans l'économie affecte la résolution du problème d'optimisation des autorités monétaires. Nous distinguerons trois types d'incertitude. L'incertitude de nature additive, portant sur les chocs exogènes affectant l'économie, ici représentés par le choc exogène ε_{t+1} . L'incertitude portant sur la mesure des variables d'intérêt pour la banque centrale, ici l'inflation π_t (dans un modèle plus complet c'est l'incertitude sur la mesure de l'output gap qui attirerait plus vraisemblablement l'attention). L'incertitude portant sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire, représentée ici par l'incertitude sur les paramètres du modèle (α_r, β_π). Cette incertitude est souvent dite multiplicative car l'impact d'une variation imprévue du paramètre α_r est proportionnel au niveau initial du taux d'intérêt r_t . Pour un taux d'intérêt réel nul, l'économie n'est pas affectée par une variation de α_r .

Le cadre d'analyse retenu est extrêmement simplifié. Il permet toutefois d'illustrer une grande partie des résultats théoriques pour les différentes configurations d'incertitude. Pour des modèles même légèrement plus élaborés une résolution analytique est souvent hors de portée notamment dans le cas de l'incertitude sur les paramètres. Dans la dernière section du papier une simulation numérique est utilisée pour illustrer l'impact de différentes formes d'incertitude. Les annexes A à D fournissent par ailleurs un aperçu des méthodes de résolution pour des modèles plus généraux.

3 Incertitude additive : chocs et erreurs de mesure

3.1 Le principe d'équivalent certain

En présence d'incertitude additive le résultat majeur est le *principe d'équivalent-certain*, dû à Theil (1958).

Principe d'équivalent-certain. *Face à une incertitude de type additif, la politique optimale est la même qu'en l'absence d'incertitude.*

Ce résultat est établi en exprimant la règle de politique optimale, dont le calcul est ici particulièrement simple. Compte tenu de la structure du modèle, l'objectif des autorités monétaires peut être atteint en minimisant à chaque période $E_t \pi_{t+1}^2$ comme le note Svensson³ (1999). Dans des modèles plus complexes la solution fait appel à la programmation dynamique. Comme la banque centrale contrôle, à court terme, le taux d'intérêt réel, la minimisation du carré de l'écart du taux d'inflation à sa cible est :

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\{r_t\}} E_t \pi_{t+1}^2 & (1) \\ = & \text{Min}_{\{r_t\}} E_t (\beta_\pi \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1})^2 \end{aligned}$$

En différenciant par rapport à r_t et en égalisant le résultat à zéro, l'espérance de ε_{t+1} en t étant nulle, il vient

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t \quad (2)$$

Cette règle optimale indique que les autorités monétaires doivent faire varier le taux d'intérêt en fonction du taux d'inflation. Dans le cas présent, le taux d'inflation de la période suivante est, en espérance, égal à la cible (zéro). En ce qui concerne l'impact de l'incertitude, il apparaît que la réponse optimale est indépendante de la variance du choc ε_t . Ainsi la politique optimale n'est en rien modifiée par la présence de l'incertitude additive, ce qui traduit le principe d'équivalent certain. Une conséquence de ce principe est qu'ajouter un choc aléatoire temporaire au modèle n'affecte pas la politique optimale.

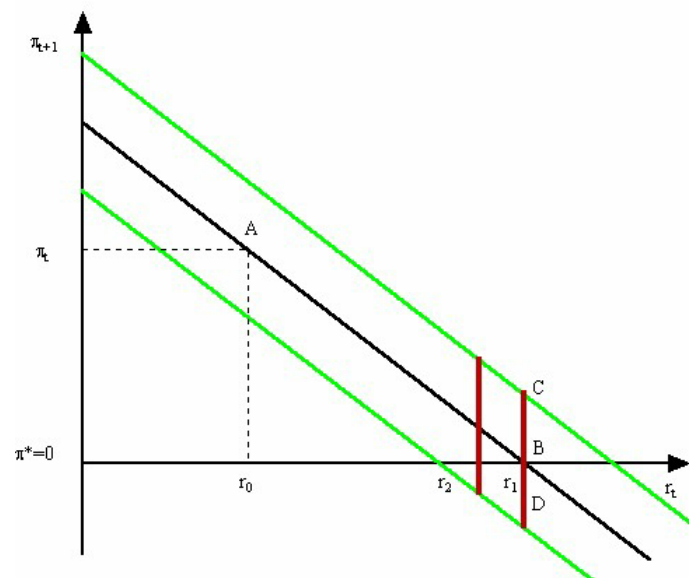
Pour illustrer graphiquement le principe d'équivalent certain, considérons (figure 1) que le taux d'inflation π_t à la date t est supérieur au niveau d'inflation visé par les autorités monétaires, supposé nul. En l'absence d'incertitude, la réponse de l'inflation au taux d'intérêt est donnée par la forme réduite (FR) figurée par la droite en trait plein foncé. L'économie se situe au point A sur cette droite. La décision de politique optimale à la date t est simple : augmenter le taux d'intérêt jusqu'au point r_1 afin d'atteindre exactement le niveau du taux d'inflation souhaité à la date $t + 1$ (point B). En présence d'incertitude additive, les autorités monétaires prennent une décision sans connaître l'impact des variables exogènes ($\varepsilon_{y,t+1}$) sur π_{t+1} . Dès lors, après la réalisation du choc, la forme réduite reliant taux d'inflation et taux d'intérêt

³Deux conditions permettent ici d'obtenir ce résultat : (i) les autorités monétaires connaissent le niveau du taux d'intérêt qui permet d'atteindre l'objectif et (ii) l'anticipation d'inflation de la période suivante ne dépend que des variables passées : $E_t \pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t - \alpha_r (i_t - E_t \pi_{t+1})$, et le problème "d'incohérence temporelle" ne se pose pas. Au total le taux d'intérêt en t n'affecte pas le taux d'inflation en t mais seulement en $t + 1, t + 2, \dots$ et le taux en $t + 1$ n'affectera seulement le taux d'inflation qu'en $t + 2, t + 3, \dots$. On peut donc trouver la solution du problème d'optimisation en fixant le taux d'intérêt en t pour atteindre en espérance la cible d'inflation en $t + 1$, le taux d'intérêt en $t + 1$ pour atteindre la cible d'inflation en $t + 2$ etc. La banque centrale trouve alors le taux d'intérêt optimal en t comme la solution d'un problème simple d'une seule période.

se déplacera parallèlement à la courbe FR correspondant au cas certain. Le niveau d'inflation effectivement réalisé sera donné par l'une des lignes grisées et se situera au dessus ou en dessous de ce niveau espéré. Si les autorités monétaires choisissent le niveau r_1 , l'inflation va atteindre le niveau désiré (point B) en moyenne seulement : l'inflation observée peut se trouver n'importe où sur le segment vertical dessiné en gras (point C ou D par exemple). Cependant, fixer le taux d'intérêt à un autre niveau, par exemple au niveau r_2 , ne permet pas aux autorités de réduire la volatilité de l'inflation. Aussi la politique optimale demeure de fixer le taux d'intérêt au niveau r_1 .

Le résultat d'équivalent-certain est en fait général, pour l'ensemble des modèles linéaires avec préférences quadratiques. La dérivation de la politique optimale pour cette vaste classe de modèles est présentée en Annexe A. Il apparaît, comme dans l'exemple précédent, que la règle optimale ne dépend pas de la matrice de variance-covariance des chocs du modèle donc de l'ampleur de l'incertitude additive.

Figure 1. Incertitude additive



3.2 Incertitude sur la mesure des variables

L'incertitude sur la mesure des variables peut provenir par exemple, du fait que de nombreuses données macroéconomiques sont sujettes à révisions, ou que certaines comme l'*output gap*, la production potentielle, etc., ne sont pas même mesurables directement. Ce type d'incertitude est souvent mentionné comme une source de difficulté pour la politique monétaire. Sur le plan analytique elle s'assimile formellement à une erreur de type additif, et le principe d'équivalent certain s'applique en un certain sens.

Pour introduire de l'incertitude sur la mesure des variables dans notre cadre simple, considérons que le décideur n'observe pas la "vraie" inflation π_t (celle qui est pertinente économiquement) mais une mesure d'inflation π_t^* , potentiellement entachée d'erreur. On suppose donc :

$$\pi_t^* = \pi_t + u_t$$

Sur cette base, il faut distinguer deux types d'erreur de mesure, différenciés par les hypothèses relatives à la corrélation entre l'erreur de mesure et l'indicateur dont dispose la Banque centrale.

Le premier cas est le suivant :

$$E_t(\pi_t u_t) = 0$$

π_t est la vraie inflation non observée, que l'on peut interpréter comme l'inflation sous-jacente. Le décideur n'observe qu'un proxy π_t^* , somme de l'inflation sous-jacente et d'une erreur de mesure u_t , non corrélée avec l'inflation sous-jacente (par exemple liée à un choc sectoriel).

Le second cas correspond à l'hypothèse polaire :

$$E_t(\pi_t^* u_t) = 0$$

Par construction, dans ce cas, l'erreur de mesure u_t est corrélée avec la vraie mesure de l'inflation π_t . Ce second cas de figure prend sens si l'on considère l'exemple des données macroéconomiques provisoires : π_t^* est alors l'estimation initiale de l'inflation fournie par les comptes nationaux et π_t est le chiffre révisé définitif -supposé correspondre à la bonne mesure de l'inflation- rendu public en $t + H$. L'aléa u_t est donc une révision statistique⁴ qui n'est pas observée à la date t mais à la date $t + H$. Si l'élaboration des comptes nationaux est rationnelle, la révision u_t n'est pas prévisible sur la base de l'information disponible en t d'où les conditions $E_t(\pi_t^* u_t) = 0$ et $E_t(u_t) = 0$.

Dans ces deux cas la résolution du programme (1) de la banque centrale conduit à une politique optimale analogue à (2), mais qui dépend maintenant de l'espérance de l'inflation et non plus de l'inflation effective :

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} E_t(\pi_t) \quad (3)$$

En pratique cette politique va différer dans les deux cas.

Cas 1. Le décideur n'observe qu'un *proxy*, π_t^* , de l'inflation π_t . Il se pose un problème d'extraction d'information. Dans ce cas l'expression de l'espérance de l'inflation est obtenue par la régression de π_t sur π_t^* , ce qui donne⁵ :

⁴stricto sensu, la révision est $\pi_t - \pi_t^* = -u_t$

⁵En toute rigueur ce résultat ne vaut que si l'aléa u_t est supposé normal, ou si l'on se limite à l'espérance linéaire.

$$E_t(\pi_t) = \frac{\text{cov}(\pi_t, \pi_t^*)}{V(\pi_t^*)} \pi_t^* = \left(\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_u^2} \right) \pi_t^*.$$

La politique optimale est alors :

$$r_t = \left(\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_u^2} \right) \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t^* \quad (2')$$

Remarque 1 *On observe un résultat “d’atténuation” dans le cas de l’usage d’un proxy et la règle doit être moins réactive à l’inflation (car $\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_u^2} < 1$). Le coefficient de réaction décroît lorsque la variance de l’erreur de mesure σ_u^2 s’élève.*

Il faut souligner que la règle “naïve” consistant à utiliser la règle de politique optimale du cas certain (2), en substituant l’estimation imparfaite π_t^* à la vraie grandeur de la variable π_t est sous-optimale. Plusieurs études (Orphanides, 1998, Rudebusch 2000,a) soulignent que l’incertitude sur les variables joue un rôle important dans la pratique, et mettent en garde contre l’utilisation de règles naïves

Cas 2. Le décideur utilise des données d’inflation qui sont *provisoires*. Sachant que l’on utilise à la période t la meilleure information disponible, $E_t u_t = 0$, et comme $E_t \pi_t = E_t \pi_t^* + E_t u_t$, la politique optimale est la même qu’en l’absence d’incertitude :

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t^* \quad (2'')$$

Remarque 2 *Un résultat d’équivalent-certain s’applique dans le cas de l’usage de données provisoires.*

Finalement, les deux résultats d’équivalent certain et d’atténuation qui précèdent ne sont en fait pas contradictoires. Les deux cas évoqués ci-dessus se distinguent fondamentalement par la nature de la corrélation entre le choc et la variable effectivement observée. Dans le premier cas, la variable observée est fortement influencée par le choc u_t (la révision est de type “**noise**”). Dans le deuxième cas au contraire la variable observée est la meilleure estimation possible de la vraie variable. La révision que formulerait un agent découvrant la vraie valeur n’est pas prévisible sur la base de l’information disponible en t (la révision est de type “**news**”). Au total, deux propriétés co-existent.

D’une part, comme l’illustre l’équation (3), le principe d’équivalent certain continue de s’appliquer à la meilleure estimation possible de la variable d’état non observée $E_t(\pi_t)$. Svensson & Woodford (2000) montrent en outre que ce résultat d’équivalent-certain dans les modèles avec variables non observées se généralise au cas où les agents

ont un comportement forward-looking. Le problème d'extraction d'information est alors particulièrement complexe : la meilleure estimation de la variable inobservée se fait en utilisant des variables observées. Mais celles-ci dépendent à leur tour des anticipations des agents relatives aux variables futures et en particulier aux variables non-observées futures.

D'autre part, une propriété d'atténuation s'applique à la règle exprimée comme fonction des indicateurs (imparfaits) observés : en cas d'incertitude sur la mesure d'une variable, le coefficient de cette variable dans la règle doit diminuer. Cette propriété d'atténuation est assez générale : elle est valable dans les modèles linéaires avec préférences quadratiques (voir Swanson, 2000). Swanson (2000) montre également qu'une incertitude accrue sur une variable conduit fréquemment à *augmenter* les paramètres portant sur les autres variables dans la règle.

3.3 Portée empirique de l'incertitude additive

Le principe d'équivalent certain stipule que la présence d'incertitude additive n'affecte pas la règle de politique optimale. Ce type d'incertitude semble donc peu à même d'éclairer l'évaluation des politiques observées. En particulier le principe d'équivalent-certain exclut que l'incertitude sur les chocs macro-économiques puisse justifier les politiques prudentes et graduelles souvent mises en oeuvre en pratique.

Toutefois ce principe n'est valable que dans des conditions et dans un sens assez précis. D'une part, la section qui précède montre que lorsqu'on s'intéresse à la réponse de la politique en termes de variables observables (et non des indicateurs optimaux), un effet d'atténuation doit être observé. D'autre part le principe d'équivalent certain n'est établi que dans le cas de la politique globalement optimale. Lorsque la politique monétaire est contrainte à prendre la forme d'une règle simple (par exemple une règle de Taylor dans un modèle macroéconomique de grande taille), une hypothèse du principe d'équivalent certain tombe, et la règle optimale peut être affectée par la présence d'incertitude.

Plusieurs études ont analysé l'impact de l'incertitude additive sur la règle optimale⁶, soit en introduisant des indicateurs imparfaits (Orphanides, 1998 et Rudebusch, 2000a et b), soit en examinant l'impact de règles simples alors même que la banque centrale utilise des indicateurs optimaux (Smets, 1998 et Peersman et Smets, 1998). Le cas d'indicateurs imparfaits apparaît fréquent en macroéconomie : une variable latente telle que "l'excès de demande" est fréquemment mesurée par des "proxy" comme le TUC (taux d'utilisation des capacités) ou l'écart de production calculé par une décomposition statistique tendance-cycle. De surcroît, Orphanides (1998) montre empiriquement que les estimations préliminaires de l'output gap ne sont pas les extractions optimales des variables : les révisions de cette variable sont en effet fortement auto-corrélées. Swanson (2000) souligne toutefois que ce résultat pose un

⁶Pour donner une idée des méthodes utilisées par ce type d'analyses, une méthode de résolution de la politique optimale dans le cas d'erreur de mesure est présentée en Annexe B.

problème conceptuel. L'estimation en temps réel d'une grandeur macroéconomique devrait coïncider avec le meilleur estimateur possible de la vraie valeur, si la construction des variables est rationnelle.

Le tableau 1 présente quelques résultats obtenus par ces différentes études. Elles ont en commun de se référer à une règle de Taylor, ce qui permet de comparer les effets d'atténuation obtenus. Orphanides (1998) utilise un petit modèle empirique de l'économie américaine en supposant une erreur de mesure de type "noise". Il suppose que la politique monétaire doit alors répondre à deux indicateurs provisoires d'inflation et d'output gap. En utilisant des estimations empiriques des processus suivis par les bruits portant sur l'inflation et l'output gap, il obtient une évaluation quantitative de l'effet d'atténuation. La règle de Taylor optimale dans le modèle sans incertitude (tableau 1) implique une pondération de 3.12 sur l'inflation et 2.61 sur l'output gap. En prenant en compte le niveau d'incertitude estimé sur l'évaluation en temps réel de l'inflation et de l'output gap, les poids sur ces indicateurs dans la règle de Taylor optimisée tombent respectivement à 2.21 et 1.05.

Tableau 1. Effet d'atténuation : quelques résultats empiriques			
<i>Règle de Taylor optimale : $r_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t$</i>			
	Type d'incertitude	ψ_π	ψ_y
Orphanides (1998)	<i>Aucune</i>	3.12	2.61
	<i>Incertitude additive</i>	2.21	2.05
Rudebusch (2000,a)	<i>Aucune</i>	2.83	1.63
	<i>Incertitude additive</i>	2.39	1.00
Smets (1998)	<i>Aucune</i>	1.34	2.06
	<i>Incertitude additive</i>	1.17	1.45
Peersman & Smets (1998)	<i>Aucune</i>	1.53	1.58
	<i>Incertitude additive</i>	1.65	1.41

La démarche de Rudebusch (2000,a) est similaire, le modèle utilisé, se distinguant principalement par une périodicité et une période d'estimation différente. Les écarts types des erreurs de mesure sont obtenus en comparant les estimations historiques aux estimations finales des variables. Dans le cas sans incertitude, les coefficients optimaux de la règle de Taylor sont 2.83 sur l'inflation et 1.63 sur l'output gap. Dans le cas d'une incertitude "forte" à la fois sur l'inflation et l'output gap, les poids sur les indicateurs observés deviennent respectivement 2.39 et 1. L'effet d'atténuation est plus faible que celui estimé par Orphanides, probablement en raison du poids plus fort accordé à l'objectif de taux d'intérêt dans la fonction de perte des autorités monétaires. Rudebusch conclut que la présence d'incertitude permet partiellement de rendre compte de l'écart fréquemment obtenu entre la politique optimale et la politique de la Federal Reserve décrite par des fonctions de réaction empiriques. Enfin Rudebusch (2000,b) obtient un résultat analogue en considérant l'impact d'une augmentation de l'incertitude sur l'output gap dans un modèle partiellement forward-looking.

Smets (1998) et Peersman et Smets (1998) étudient le cas où la politique utilise un estimateur optimal de la variable non observable mais où la règle monétaire est contrainte à prendre la forme d'une règle simple. Ils utilisent un modèle incluant un output gap inobservable, estimé par filtre de Kalman. Selon ces auteurs, l'augmentation de l'incertitude entraîne une baisse marquée du coefficient portant sur la variable mesurée avec erreur, i.e. l'output gap. Dans le cas de la règle de Taylor simple le coefficient de l'output gap passe de 2.06 à 1.45 pour les États-Unis (Smets 1998), de 1.58 à 1.41 pour la zone euro (Peersman et Smets (1998)). Dans le modèle calibré et forward-looking analysé par Ehrmann et Smets (2000), l'effet d'atténuation se relève également faible sur le coefficient de l'output gap. Lorsque l'incertitude affectant l'output gap augmente, l'effet sur le coefficient de l'inflation est ambigu : il baisse ou augmente selon les études. De façon générale, l'impact de l'incertitude sur la règle monétaire est moins marqué que dans les cas où la politique monétaire réagit aux indicateurs "bruts" et non à l'estimation optimale.

4 Incertitude sur les paramètres

Dans les modèles de la section précédente, les autorités monétaires observent et prévoient imparfaitement certaines variables et certains aléas, mais connaissent la structure de l'économie avec certitude. En réalité, les paramètres sont toujours estimés avec imprécision et varient potentiellement à travers le temps. La banque centrale est dès lors incertaine des réponses de ses objectifs à une action de politique donnée.

L'analyse théorique de la politique optimale avec des paramètres incertains remonte à Brainard (1967) qui établit que l'incertitude justifie l'adoption d'une politique monétaire conservatrice, i.e. agissant avec précaution lors des changements de l'instrument de politique. En effet, comme en finance, il apparaît une relation entre espérance de gain et risque : en répondant de manière moins violente aux chocs, les autorités monétaires se prémunissent contre la possibilité de s'éloigner des niveaux désirés. Cet argument permet de rendre compte de l'inertie fréquemment observée dans les séries de taux d'intérêt (Sack & Wieland, 1999). La raison est que des changements brutaux de taux d'intérêt augmentent l'incertitude quant aux réponses de la production et du taux d'inflation lorsque les paramètres sont inconnus.

4.1 Le principe de conservatisme

Pour modéliser l'incertitude multiplicative dans le modèle, on suppose que les paramètres sont aléatoires avec des moyennes connues (leurs estimations économétriques, 0 pour le terme d'erreur).

$$\begin{pmatrix} \beta_\pi \\ \alpha_r \\ \varepsilon \end{pmatrix} \hookrightarrow \left[\begin{pmatrix} \bar{\beta}_\pi \\ \bar{\alpha}_r \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\beta_\pi}^2 & \sigma_{\beta_\pi \alpha_r} & \sigma_{\beta_\pi \varepsilon} \\ \sigma_{\alpha_r}^2 & & \sigma_{\alpha_r \varepsilon} \\ & & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \right] \quad (4)$$

Cette hypothèse traduit notamment une situation dans laquelle les autorités monétaires connaissent la structure des équations du modèle mais ne connaissent pas la taille des multiplicateurs et doivent les estimer. La proposition de Brainard repose sur l'hypothèse que les trois variables aléatoires sont indépendantes. Nous retenons cette hypothèse dans un premier temps.

L'objectif est toujours de minimiser l'espérance du carré de l'écart de l'inflation à sa cible,

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1}^2 &= (E_t \pi_{t+1})^2 + V(\pi_{t+1}) \\ &= (\bar{\beta}_\pi^2 \pi_t^2 + \bar{\alpha}_r^2 r_t^2 - 2\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r \pi_t r_t) + (\sigma_{\beta_\pi}^2 \pi_t^2 + \sigma_{\alpha_r}^2 r_t^2 + \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

d'où

$$r_t = \frac{\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \pi_t \quad (5)$$

Si on note g le ratio du coefficient de réponse au coefficient "équivalent-certain", défini comme $g = \frac{1}{1 + (\sigma_{\alpha_r}/\bar{\alpha}_r)^2}$, alors (5) devient

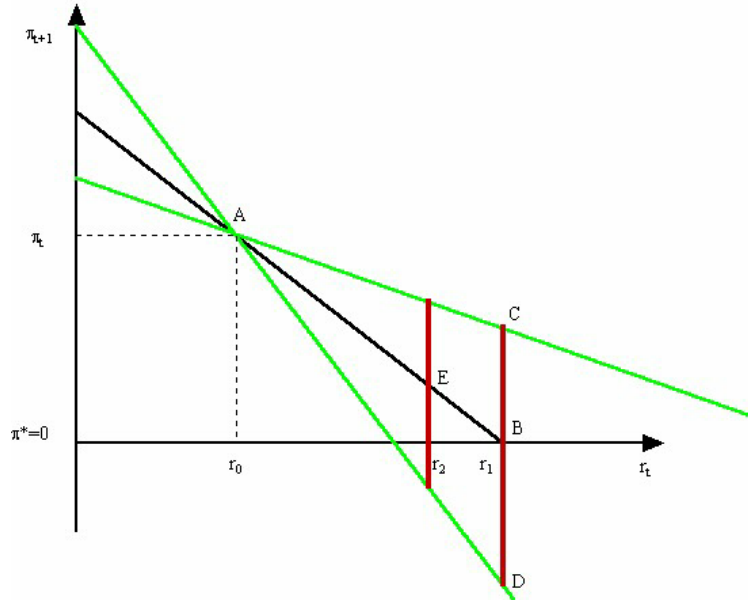
$$r_t = g \frac{\bar{\beta}_\pi}{\bar{\alpha}_r} \pi_t \quad (6)$$

La réponse de politique sous des paramètres incertains peut donc être réécrite comme une fraction de la réponse en équivalent-certain. Cette fraction est strictement déterminée par le coefficient de variation $(\sigma_{\alpha_r}/\bar{\alpha}_r)$, c'est-à-dire la taille de l'incertitude, mesurée par l'écart type rapportée à la moyenne du multiplicateur de politique : lorsque l'incertitude est grande g diminue et lorsque l'incertitude diminue, g tend vers un et les réponses optimales se rapprochent de celles obtenues dans le cas certain.

Principe de Conservatisme, Brainard (1967). *Lorsque l'incertitude portant sur la réponse de l'inflation à l'instrument augmente (i-e lorsque σ_{α_r} augmente), la réponse optimale du taux d'intérêt à l'inflation devient plus petite.*

Graphiquement, l'imprécision de l'estimation des paramètres se traduit par une incertitude sur la pente de la forme réduite reliant le taux d'inflation au taux d'intérêt (figure 2). Si les autorités choisissent de fixer un taux d'intérêt r_0 (politique passive), elles s'écarteront en moyenne de leur cible, l'économie se situant au voisinage du point A. Cependant, elles s'affranchiront ainsi de l'effet de la variation du paramètre α_r . Si elles fixent le taux d'intérêt au niveau r_1 , optimal en l'absence d'incertitude, elles atteindront en moyenne la cible. En suivant cette politique la banque centrale s'expose à positionner l'économie au point D, loin de l'objectif. L'incertitude dans la réponse de l'inflation augmente en effet avec l'amplitude de la modification du taux d'intérêt. Il sera dans de nombreux cas optimal d'adopter une politique "conservatrice" en choisissant le taux intermédiaire r_2 . En moyenne, l'inflation dépassera l'objectif (point E), mais la variance de l'inflation sera moins grande que dans le cas d'une politique agressive.

Figure 2. Incertitude multiplicative



4.2 Les limites du principe de Brainard

Pour obtenir le principe de conservatisme, on a fait l'hypothèse que les covariances entre les paramètres sont nulles. Cependant comme Brainard (1967) l'a fait remarquer, la taille et le signe des covariances ont des implications pour la politique optimale. Nous allons montrer que leur rôle est crucial et que l'on peut obtenir des résultats opposés en termes de comportement des autorités monétaires. L'expression (5) s'écrit maintenant comme suit :

$$r_t = \frac{\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r + \sigma_{\beta_\pi \alpha_r}}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \pi_t + \frac{\sigma_{\alpha_r \varepsilon}}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \quad (7)$$

Une covariance non nulle entre le bruit et le multiplicateur de politique ($\sigma_{\alpha_r \varepsilon}$) peut éloigner le taux d'intérêt réel de son état stationnaire. Une covariance positive et grande entre le multiplicateur de politique et le coefficient sur le retard de l'inflation ($\sigma_{\beta_\pi \alpha_r}$) peut également donner lieu, en contradiction avec le principe de conservatisme, à une réponse plus grande à l'écart de l'inflation à sa cible.

D'autre part le principe de Brainard s'applique au paramètre de transmission de la politique monétaire décrivant l'impact de l'instrument sur la variable cible, soit α_r . Il ne s'applique pas nécessairement aux paramètres de persistance du modèle (ici β_π). Dans le cas présent, en raison du caractère quasi statique du modèle, l'incertitude sur β_π mesurée par $\sigma_{\beta_\pi}^2$ n'a pas d'influence sur la politique optimale. Söderström (2000)

montre que l'incertitude accrue sur les paramètres de persistance peut avoir le résultat paradoxal d'augmenter l'agressivité de la règle de politique optimale. Cependant, dans le modèle retenu par Söderström, l'impact de l'incertitude relative aux paramètres de persistance sur la règle optimale demeure très limité.

4.3 Pertinence empirique du principe de conservatisme

De récentes études ont analysé l'importance empirique de l'incertitude sur les paramètres et la portée du principe de conservatisme. Ces études procèdent généralement en deux étapes : dans une première étape un modèle macroéconomique est estimé, et les écart-types des paramètres du modèle sont calculés. Dans une seconde étape, la politique optimale est calculée, sous l'hypothèse que la banque centrale est incertaine sur le modèle. Pour cela, les paramètres sont supposés être des variables aléatoires de moyenne égale aux paramètres estimés, et de variances égales aux variances estimées empiriquement. Les autorités monétaires font dès lors face *en moyenne* aux équations estimées mais en fait à chaque date les coefficients prennent des valeurs aléatoires. La fonction de réaction retenue est celle qui permet de minimiser la perte espérée, compte tenu de l'aléa sur les paramètres.

Comme le précise Rudebusch (2000), les effets de l'incertitude multiplicative dépendent largement de la spécification et de la paramétrisation des modèles effectuées dans la première étape. Les corrélations empiriques obtenues entre les paramètres, ainsi que les variances qui fournissent une mesure de la taille de l'incertitude, sont fonction du nombre de variables et de la forme des relations que le modélisateur impose entre celles-ci. Il apparaît que les résultats obtenus dans la littérature diffèrent selon le type de modèles utilisés : modèle "parcimonieux" du type courbe IS-courbe de Phillips, ou modèle VAR.

4.3.1 L'enseignement de modèles parcimonieux

Les articles utilisant un modèle paramétré avec parcimonie et une règle simple concluent fréquemment que l'incertitude sur les paramètres n'est pas une source importante d'atténuation des réponses de politique.

Estrella & Mishkin (1999) estiment une courbe de Phillips simple pour les Etats-Unis sur la période 1956-1996. Leur courbe de Phillips est une variante de l'équation (CP), dans laquelle l'écart au NAIRU est substitué à l'écart de production. Comme dans la plupart des exercices de cette nature, les équations sont estimées par MCO et les écarts-types estimés sont utilisés comme une mesure de l'incertitude. Dans le modèle, la règle optimale s'exprime en fonction de l'écart du taux de chômage au NAIRU ($u_t - u^*$) et de l'inflation à sa cible ($\pi_t - \pi^*$) ainsi que du retard du taux d'intérêt (i_{t-1}). Deux exercices sont effectués par les auteurs. Le premier évalue les effets de l'incertitude relative au NAIRU. Il est montré que celle-ci n'a aucun effet sur la politique monétaire optimale ce qui reflète la propriété d'équivalent-certain (voir la section 3.2). Le second exercice cherche à quantifier les effets d'une incertitude

générale (i-e sur l'ensemble des paramètres). Le tableau 2 indique que l'incertitude sur la relation entre taux d'intérêt, chômage et inflation entraîne des coefficients plus faibles dans la fonction de réaction. Ce résultat est en accord avec le principe de Brainard, mais la réduction des paramètres est très faible : la réponse optimale au taux de chômage et à l'inflation est réduite de 5% environ.

Tableau 2. Résultats d'Estrella & Mishkin (1999)			
<i>Règle : $i = \psi_i i_{t-1} + \psi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \psi_u (u_t - u^*)$</i>			
Règle / Poids sur	ψ_i	ψ_π	ψ_u
Cas certain	0.94	0.47	-0.70
Cas incertain	0.94	0.44	-0.69

Rudebusch (2000) évalue l'importance de l'incertitude multiplicative dans un petit modèle de l'économie américaine - celui de Rudebusch & Svensson (1999) - en retenant une règle de Taylor avec ajustement partiel,

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) (k + \psi_\pi \bar{\pi}_t + \psi_y y_t)$$

Les résultats de Rudebusch sont rappelés dans le tableau 3. L'ajout d'incertitude sur les coefficients ne modifie pas assez significativement les valeurs optimales des paramètres pour affirmer que les autorités monétaires sont réellement plus prudentes. De plus le paramètre ρ , mesurant le lissage du taux d'intérêt, n'augmente pas avec le degré d'incertitude, contrairement à l'intuition de Sack (1999).

Tableau 3. Résultats de Rudebusch (2000)			
Type d'incertitude	ψ_π	ψ_y	ρ
Aucune	2.87	1.80	0.18
Multiplicative	2.82	1.72	0.16

Srouf (1999) étudie l'impact de l'incertitude dans le contexte d'une petite économie ouverte, en reprenant le modèle suivant du à Ball (1999) :

$$\begin{aligned} y_{t+1} &= \alpha_y y_t - \alpha_r r_t - \alpha_e e_t + \varepsilon_{y,t+1} \\ \pi_{t+1} &= \pi_t + \beta_y y_t - \beta_e (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{\pi,t+1} \\ e_t &= \gamma_r r_t + \varepsilon_{e,t} \end{aligned}$$

où e_t est le logarithme du taux de change réel. Srouf utilise l'expression de la règle optimale proposée par Ball, soit l'Indice des Conditions Monétaires (ICM) :

$$w r_t + (1 - w) e_t = A y_t + B (\pi_t + \beta_e e_t)$$

Srouf calibre le modèle en s'inspirant des données canadiennes⁷ et fait l'hypothèse que les paramètres α_r et α_e sont des variables aléatoires de moyennes respectives $\bar{\alpha}_r$

⁷ $\alpha_r = 0.6, \alpha_e = 0.2, \alpha_y = 0.8, \beta_y = 0.4, \beta_e = 0.2, \gamma_r = 2.$

et $\bar{\alpha}_e$ et d'écart type σ_{α_r} et σ_{α_e} . Le tableau 4 récapitule l'impact de l'incertitude sur le paramètre w de la règle optimale, i.e. le poids du taux d'intérêt dans l'ICM. Lorsque les paramètres sont connus avec certitude (première ligne du tableau) le ratio $\frac{w}{(1-w)}$ est égal à 3. La troisième ligne montre que, pour une large plage de valeurs de l'incertitude de valeur, la présence de l'incertitude a un effet mineur sur le poids w dans la règle optimale. C'est le cas par exemple si le "t de Student" des paramètres est compris entre 1 et 2, soit une incertitude forte mais non extrême. Dans le même temps, l'incertitude sur les coefficients de taux d'intérêt et de taux de change dans la courbe IS implique que la politique monétaire réponde plus prudemment à des chocs d'inflation.

Tableau 4. Résultats de Srouf (1999)

$\frac{\bar{\alpha}_r}{\sigma_{\alpha_r}}$	$\frac{\bar{\alpha}_e}{\sigma_{\alpha_e}}$	$\frac{w}{(1-w)}$
∞	∞	3
∞	1	2.42
2	2	3.13
2	1	2.46
1	1	3.42

Dans la lignée de celle de Rudebusch, l'analyse de Shuetrim & Thompson (1999) utilise un modèle empirique de petite taille de l'économie australienne. Leur modèle se place en économie ouverte et les mécanismes de transmission de politique monétaire incluent alors les effets directs et indirects du taux de change sur l'inflation et l'output gap. Ils présentent les fonctions de réponse du taux d'intérêt optimal face à différents type de chocs (output, taux de change, prix d'importation, inflation et coût du travail) avec puis sans incertitude multiplicative. Dans tous les cas, les réponses sont plus vigoureuses lorsque l'incertitude est prise en compte dans le modèle. L'explication réside dans le fait que dans leurs estimations, l'incertitude sur le paramètre d'impact associés au taux d'intérêt est souvent dominée par celle affectant les paramètres de persistance. Comme l'indique la section 4.2 ci-dessus, une telle configuration favorise l'obtention de résultats opposés au principe de Brainard.

4.3.2 Contrôle optimal et incertitude multiplicative dans les modèles VAR

Les études de Sack (1998), Martin & Salmon (1999) et Söderström (1999) s'attachent à quantifier les effets d'atténuation dans le cadre de modèles VAR (vectoriels auto-régressifs) et en utilisant des règles de politique non contraintes. Ces différents auteurs font l'hypothèse que le vecteur Z_t de dimension n comportant toutes les variables endogènes suit un processus autorégressif linéaire avec q retards. Le modèle

VAR s'écrit comme suit,

$$Z_t = C + \sum_{j=0}^q M_j Z_{t-j} + \xi_t \quad (8)$$

Sack inclut par exemple dans ce vecteur les données mensuelles de taux de croissance de la production industrielle (y_t), de taux de chômage (u_t), de taux d'inflation (π_t), d'un taux IPC (c_t) et de taux d'intérêt de court terme (i_t). Dans cette approche l'incertitude intervient à travers un grand nombre de paramètres, et la structure de la matrice de variance-covariance est générale.

Les $n - 1$ équations structurelles peuvent être écrites sous la forme espace-état générale :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + J + \varepsilon_t \quad (9)$$

Par exemple dans Sack (2000) le vecteur d'état est

$$x_t = [y_t, u_t, \pi_t, c_t, y_{t-1}, u_{t-1}, \pi_{t-1}, c_{t-1}, \dot{i}_{t-1}, \dots, y_{t-q}, u_{t-q}, \pi_{t-q}, c_{t-q}, \dot{i}_{t-q}].$$

Les autorités monétaires cherchent à minimiser l'espérance de la somme des valeurs futures escomptées d'une fonction de perte qui est quadratique en l'écart de production et d'inflation (et le cas échéant du taux de chômage) par rapport à leurs cibles :

$$\underset{\{i_t\}_{\tau=0}^{\infty}}{\text{Min}} L = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^\tau (x_{t+\tau} - x^*)' Q (x_{t+\tau} - x^*) \quad (10)$$

avec x^* le vecteur des cibles et Q la matrice de préférence contenant sur sa diagonale les poids affectés à chaque variable et des zéros partout ailleurs. La méthode du contrôle optimal dans le cadre général en présence d'incertitude sur les paramètres est présentée en Annexe C.

A chaque période de l'échantillon, le taux d'intérêt optimal peut être comparé aux taux d'intérêt observé. Sack (1998) montre que la trajectoire optimale est beaucoup plus volatile que celle observée historiquement sous l'hypothèse d'absence d'incertitude sur les paramètres. Cependant en introduisant l'incertitude multiplicative – via la matrice de variance estimée –, la volatilité des taux optimaux est fortement réduite et la trajectoire optimale se rapproche de la trajectoire observée. En outre, Sack trouve que la règle suivie en présence d'incertitude multiplicative (i_t^m) se caractérise par une réaction initiale à des chocs plus petite, qu'en présence d'incertitude additive (i_t^a).

Martin & Salmon (1999) ont appliqué la méthodologie de Sack au cas du Royaume-Uni et trouvent des résultats similaires. Leur modèle VAR inclut l'inflation, l'output gap, un taux de change et le taux d'intérêt officiel. La banque centrale est censée n'avoir qu'un seul objectif : celui de minimiser l'espérance du carré de l'écart de l'inflation à sa cible. Les MCO sont utilisés afin d'estimer un VAR à un retard, et la matrice de variance est considérée comme une mesure de l'incertitude multiplicative. Les coefficients de réponse contemporaine à l'inflation et au taux de change sont identiques pour les règles estimée et optimale, avec et sans incertitude sur les paramètres. En revanche la présence d'un effet de conservatisme se manifeste dans la réaction

aux variables retardées : la plupart des coefficients des variables d'état retardées ont le même signe et sont - environ deux fois - plus petits en valeur absolue pour la règle avec incertitude sur les paramètres. Enfin, nous notons dans cette étude que les coefficients de la règle avec incertitude multiplicative sont généralement proches de ceux de la fonction de réaction estimée. Cependant dans l'étude de Martin & Salmon, certains des paramètres dans la fonction ont une ampleur ou un signe peu usuel.

Söderström (1999) utilise un modèle VAR à trois variables (output gap, taux d'inflation et taux d'intérêt de court terme) et obtient des résultats de même nature. Deux versions du VAR sont estimées : dans la version contrainte du VAR, l'output gap dépend à long terme du taux réel et non nominal, et l'inflation ne dépend pas du taux d'intérêt nominal. Les résultats de la version non contrainte du VAR sont présentés dans le tableau 5. Comparativement au cas de l'incertitude additive, les coefficients sous incertitude multiplicative sont considérablement plus petits, et témoignent d'une politique nettement moins agressive.

	Additive	Multiplicatif	Estimé
y_t	3.926	1.339	0.465
y_{t-1}	-0.194	-0.149	-0.005
y_{t-2}	-0.838	0.267	-0.146
y_{t-3}	-0.240	-0.108	0.046
π_t	1.173	0.510	0.086
π_{t-1}	0.598	0.159	-0.010
π_{t-2}	0.562	0.206	0.122
π_{t-3}	0.295	0.148	0.003
i_{t-1}	-0.314	-0.167	0.929
i_{t-2}	0.684	0.237	-0.291
i_{t-3}	-0.238	-0.085	0.290

Ainsi, à l'inverse des analyses effectuées à l'aide de modèles parcimonieux, les études s'appuyant sur des modèles VAR soutiennent largement le principe de conservatisme. Ceci peut s'expliquer par le simple fait qu'un certain nombre de coefficients du VAR ne sont pas significatifs mais que leurs écart-types sont tout de même pris en compte dans le calcul de la fonction de réaction : l'incertitude est probablement surévaluée, aidant la validité du principe de Brainard. Au total cette revue d'études économétriques souligne l'absence de consensus sur la portée empirique du principe de conservatisme.

5 Extensions : apprentissage et contrôle robuste

Cette dernière section présente deux domaines de recherche ayant fait l'objet de développement récents : l'incertitude avec apprentissage, et l'approche par le contrôle robuste. Ils ont en commun d'avoir produit des travaux concluant à l'optimalité d'une politique agressive en présence d'incertitude. Par ailleurs, ces deux types d'approche relèvent de techniques mathématiques complexes et les travaux empiriques dérivés de ces analyses sont relativement peu nombreux.

5.1 La dynamique de l'incertitude et de l'apprentissage

5.1.1 L'apprentissage actif

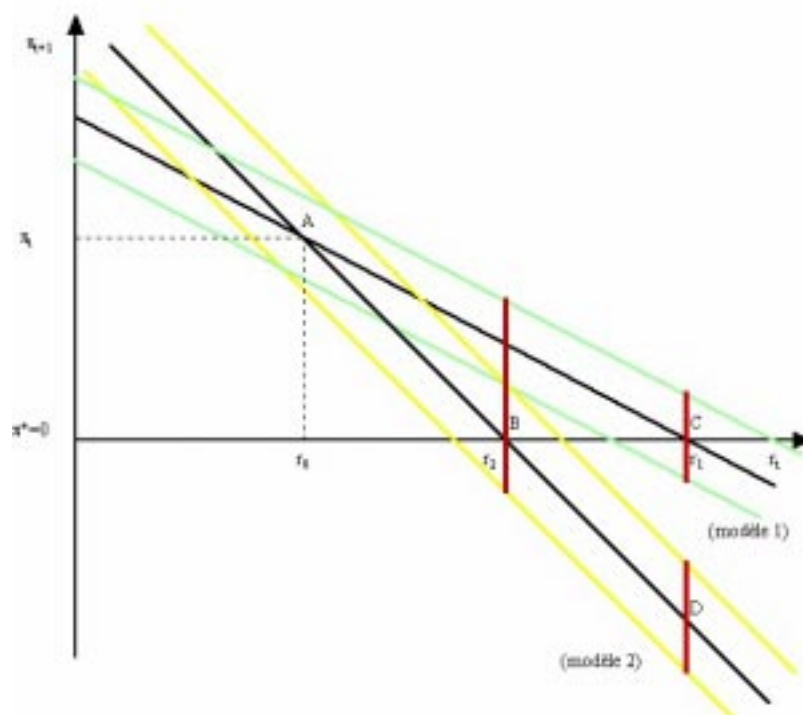
L'introduction d'un comportement d'apprentissage "actif" de la part des autorités monétaires a conduit certains auteurs à mettre en cause la recommandation de Brainard en faveur du conservatisme. Bertocchi & Spagat (1993) ont notamment suggéré qu'en présence d'incertitude, la politique optimale peut être plus activiste, en raison d'un comportement d'expérimentation de la banque centrale. En effet, l'économie à chaque instant produit de l'information, que les agents peuvent utiliser pour réduire leur incertitude au sujet de l'économie. Mais la banque centrale se distingue des autres agents dans la mesure où les choix de politique monétaire qu'elle effectue peuvent lui permettre de révéler de l'information sur les paramètres gouvernant l'évolution macroéconomique. La banque centrale peut dès lors ainsi se livrer à des expérimentations visant à révéler les valeurs des multiplicateurs. Elle est dite engagée dans un "*apprentissage actif*". Par opposition les sections précédentes supposaient implicitement un "*apprentissage passif*" : la banque centrale était susceptible de réviser à chaque date les estimations des paramètres, mais ignorait l'impact de sa politique sur le processus d'apprentissage.

L'intuition principale de la littérature sur l'apprentissage actif est qu'une politique plus agressive peut être optimale en présence d'incertitude car elle permet de révéler rapidement la structure de l'économie. Cependant de telles expérimentations sont coûteuses : il faut accepter une forte volatilité des variables objectifs à court terme (des paramètres comme le taux de préférence pour le présent ou le volume d'incertitude sont des éléments cruciaux). L'expérimentation rend dès lors plus complexe le problème de minimisation de perte des autorités monétaires. Elles tiennent compte de manière optimale de l'information révélée par les effets de politique, en utilisant une règle de Bayes afin d'actualiser leur connaissance de la structure de l'économie. Dans ce contexte, à chaque étape du processus, il y a un arbitrage entre la minimisation de l'objectif instantané, et la valeur de l'information qui peut être obtenue à travers une politique activiste.

Cet arbitrage est illustré de façon simple, dans le cas de notre forme réduite, par la figure 3. Supposons que l'autorité monétaire dispose de deux modèles de l'économie, notés 1 et 2, mais ignore lequel gouverne véritablement l'économie. Le modèle 1 et

le modèle 2 sont caractérisés respectivement par les paramètres (α_1, β_1) et (α_2, β_2) inconnus mais constants dans le temps. Supposons de plus que la banque fait face à des chocs additifs d'amplitude limitée. L'économie se situe initialement au point A, qui est nécessairement à l'intersection des deux formes réduites possibles (car la banque centrale observe l'inflation et le taux d'intérêt contemporains). Si la banque centrale mène une politique agressive - fixer le taux d'intérêt au niveau r_1 - deux configurations sont possibles. Soit le modèle 1 régit effectivement l'économie. Dans ce cas, en $t+1$, la banque centrale atteint son objectif (point C), aux aléas additifs près. Si le vrai modèle est en fait le modèle 2, l'économie se positionne alors au point D et la banque centrale encourt une perte très importante. Toutefois, dans cette configuration le vrai modèle de l'économie est révélé. A toutes les périodes suivantes la banque centrale peut atteindre son objectif. Par contraste, si la banque centrale choisit initialement une politique prudente (fixer le taux d'intérêt au niveau r_2), elle positionnera l'économie au voisinage du point B si le modèle 2 est le vrai. Mais compte tenu de la présence de chocs additifs, elle ne pourra discriminer entre les deux régimes, et se trouvera à la période suivante dans une situation d'incertitude. Au total, si la banque centrale affecte un poids significatif au futur, la politique d'expérimentation est coûteuse à court terme mais efficace à moyen terme.

Figure 3. Apprentissage actif



5.1.2 Quelques développements récents

A ce jour il y a peu de résultats théoriques généraux pour caractériser la politique avec apprentissage. L'étude des dynamiques d'apprentissage est techniquement très complexe, même lorsque le modèle utilisé est simple. En effet dans ce cadre la résolution d'un problème de programmation dynamique se combine avec celle d'un problème d'extraction de l'information et les deux dimensions ne peuvent être séparées. Wieland (2000a) a présenté un algorithme de résolution de ce type de modèle, dont l'Annexe D fournit un aperçu.

Les premiers travaux ont concerné des modèles simples où les autorités monétaires contrôlent l'inflation (π_t) en utilisant la masse monétaire (m_t) : $\pi_t = \bar{\pi} + a_t + b_t m_t + \varepsilon_t$, (les paramètres a_t et b_t étant aléatoires). Dans un tel modèle Bertocchi & Spagat (1993) montrent que les règles de masse monétaire fixe sont dominées par des règles de réaction qui prennent en compte la valeur de l'information disponible et de ses évolutions. Balvers & Cosimano (1994) ont utilisé un modèle analogue, la relation entre croissance de la monnaie et inflation variant toutefois avec le temps (α_t et β_t suivent un $AR(1)$ de moyenne nulle). Les auteurs étudient la politique optimale avec apprentissage, en supposant que seule l'inflation non-anticipée est coûteuse. Ils obtiennent que la politique monétaire optimale est caractérisée par une diminution de la croissance monétaire moins rapide que la politique "aggressive" visant à fixer celle-ci à zéro, mais plus rapide que dans le cas de la politique "myope" ignorant les gains de l'apprentissage.

Une série de contributions plus récente de Wieland (1998, 2000a, 2000b) est particulièrement intéressante dans le présent contexte car elle se place dans le cadre des règles de taux d'intérêt. Wieland (1998) applique la méthodologie développée dans Wieland (2000a) à l'impact de l'incertitude relative aux taux de chômage naturel sur la politique optimale. Le modèle utilisé est proche de la forme réduite (FR). Il s'agit de la courbe de Phillips suivante :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta_u (u_t^* - u_t) + \varepsilon_t$$

où le taux de chômage naturel u_t^* suit une marche aléatoire. Les autorités monétaires ne connaissent pas la valeur de u_t^* et β_u et doivent donc les estimer. En raison du caractère intertemporel du problème, les estimations futures de ces paramètres entrent dans la fonction objectif de la banque centrale. Or (voir Annexe D) ces estimations futures dépendent de façon très non linéaire des actions prises aujourd'hui. Dans un contexte d'apprentissage passif, Wieland trouve que, conformément au principe de Brainard, la politique optimale est conservatrice relativement au cas d'équivalent certain. Cependant, dans un cadre dynamique dans lequel les autorités monétaires prennent explicitement en compte les impacts de leur politique sur le niveau d'apprentissage futur, la politique optimale est intermédiaire entre la politique du cadre statique et celle obtenue en équivalent-certain.

Wieland (2000) conduit par ailleurs des simulations dynamiques des décisions de politique monétaire dans un modèle calibré de l'économie allemande. La réunification allemande de 1990 est en effet une configuration où la banque centrale fait face à un changement structurel majeur et à un accroissement de l'incertitude sur le fonctionnement de l'économie. Les simulations illustrent qu'un apprentissage passif de la part de la banque centrale peut conduire à des écarts persistants entre l'objectif visé par la banque centrale et la réalisation. Ce biais est dû à un écart durable entre le vrai modèle et l'estimation des paramètres par la banque centrale. En effet en raison d'une politique prudente, la banque centrale ne fait varier que faiblement l'instrument de politique. Comme dans le cas du graphique 3, les observations additionnelles contiennent peu d'information, et les paramètres demeurent peu précisément estimés. Dès lors les estimations initiales erronées des paramètres sont peu révisées, et le biais initial, ainsi que la perception par la banque centrale de variances élevées, tendent à persister. Wieland suggère que ce mécanisme fournit une interprétation de la dérive de l'inflation et de la masse monétaire par rapport aux objectifs après la réunification allemande. À l'inverse, une politique caractérisée par un apprentissage actif aurait permis un apprentissage plus rapide des nouveaux paramètres fondamentaux de l'économie.

Une question attenante est de savoir si le comportement observé des banques centrales répond effectivement à une logique d'apprentissage et d'expérimentation. L'idée d'une expérimentation délibérée de la part des autorités monétaires semble peu correspondre avec la pratique empirique de la politique monétaire. Sack (1998,b) présente toutefois quelques éléments dans ce sens. Comme des modifications actives des taux d'intérêt permettent aux autorités monétaires de connaître plus efficacement les multiplicateurs de politique, une prédiction du modèle est que les périodes de mouvements actifs des taux permettent de réduire l'incertitude significativement. Elles doivent donc être suivies d'une politique moins graduelle caractérisée par un moindre lissage des taux. Sack fournit des résultats empiriques étayant cette prédiction. En effet, sur la base d'estimation de sa règle par les moindres carrés sur la période 1987 :4 - 1997 :4, il montre (tableau 6) qu'il y a une relation inverse entre le degré de lissage des taux d'intérêt et une mesure de l'activité passée et récente de ces taux $\left(\rho = \rho_0 + \rho_1 \left(\sum_{j=3}^6 |\Delta i_{t-j}|\right)\right)$.

Tableau 6. Résultats de Sack (1998)

$$i_t = (1 - \rho) (\beta_0 + \beta_y (y_t - y^*) + \beta_\pi \pi_t) + \rho i_{t-1}$$

	Règle estimée	Règle avec vitesse d'ajust. variable
β_0	1.00 (1.55)	1.97 (2.56)
β_y	0.13 (8.14)	1.22 (8.32)
β_π	0.65 (7.26)	1.38 (5.74)
ρ	0.63 (7.55)	-
ρ_0	-	0.87 (6.69)
ρ_1	-	-0.13 (-1.71)

Au total, la politique optimale incluant de l'apprentissage est plus agressive que la politique monétaire en incertitude multiplicative, mais moins agressive que la politique en équivalent-certain.

5.2 La politique monétaire face à une incertitude radicale : l'approche du contrôle robuste

5.2.1 Principe

Toutes les précédentes analyses supposent que la banque centrale peut assigner une distribution de probabilité "a priori" (Φ), sur l'ensemble des jeux de paramètres, i.e. des modèles, possibles (M). Elles relèvent implicitement d'une approche bayésienne. En notant m un modèle particulier de l'ensemble M , $f \in F$ une politique monétaire d'un ensemble F de politiques possibles et L une fonction de perte (espérée) alors $L(m, r)$ représente la perte espérée de la politique f dans le modèle m , et la perte espérée pour une politique donnée est

$$E_M L(f, m) = \int_{m \in M} L(f, m) d\Phi(m)$$

La politique optimale f^* est alors la solution du programme suivant

$$\min_{f \in F} E_M L(f, m) \tag{11}$$

Cette approche comporte une limite claire : dans certaines situations, la banque centrale peut n'avoir aucun a priori sur la distribution des paramètres. Le terme d'incertitude "au sens de Knight" est souvent employé pour décrire cette situation d'incertitude plus radicale.

Deux méthodologies ont été suivies pour proposer une méthode robuste dans un tel contexte. La première, utilisée par Levin, Wieland et Williams (1999) consiste à

considérer un jeu de règles de politique monétaires donné et à en examiner les performances au sein de différents modèles macroéconomiques alternatifs. La principale conclusion de Levin, Wieland et Williams (1999) est que les règles simples sont les plus robustes à l'incertitude sur le modèle. La seconde méthode, dite du contrôle robuste, définit plus systématiquement un ensemble général des modèles possibles. Sans affecter aucune mesure de probabilité a priori sur cet ensemble, le contrôle robuste se concentre sur la perte maximale pour une politique r donnée. Le pire modèle possible pour une politique donnée, $\hat{m}(f)$ est défini par

$$\hat{m}(f) = \arg \max_{m \in M} L(f, m)$$

Le problème d'optimisation est de type "minimax". La politique optimale \hat{f} est la politique qui minimise la perte maximale c'est à dire :

$$\begin{aligned} & \min_{f \in F} \max_{m \in M} L(f, m) \\ \text{soit } \hat{f} &= \arg \min_{f \in F} L(f, \hat{m}(f)) \end{aligned} \quad (12)$$

La politique optimale sera une fonction de M l'ensemble des modèles possibles défini a priori, de L . La mise en oeuvre de la méthode du contrôle robuste est techniquement très complexe, même pour des modèles assez simples. Il faut toutefois noter que l'approche du contrôle robuste permet de traiter l'incertitude multiplicative dans le cadre de modèles *forward-looking*, ce qui à notre connaissance n'a pas été entrepris dans le cas de l'approche bayésienne de l'analyse de l'incertitude.

5.2.2 Application

En s'inspirant de Svensson (2000), nous appliquons cette méthode à la forme réduite (FR) :

$$\pi_{t+1} = \beta_{\pi} \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1}$$

On suppose connu l'intervalle des valeurs possibles pour β_{π} et α_r mais pas leurs vraies valeurs. Soit les supports définis comme $\beta_{\pi} \in [\beta_{\pi,1}, \beta_{\pi,2}]$ et $\alpha_r \in [\alpha_{r,1}, \alpha_{r,2}]$ où $0 < \beta_{\pi,1} < \beta_{\pi,2}$ et $0 < \alpha_{r,1} < \alpha_{r,2}$.

Les modèles peuvent être indexés par $m = (\beta_{\pi}, \alpha_r)$ et l'ensemble des modèles possibles est donné par :

$$M \equiv \left\{ m = (\beta_{\pi}, \alpha_r) \mid \beta_{\pi,1} < \beta_{\pi} < \beta_{\pi,2}, \alpha_{r,1} < \alpha_r < \alpha_{r,2} \right\}$$

L'ensemble des politiques F est donné par $r_t = f \pi_t$ avec $f \geq 0$, autrement dit

$$F \equiv \{f \mid f \geq 0\}$$

Dans le cadre du contrôle robuste, sélectionner la politique optimale revient à s'engager initialement sur une politique $\hat{f} \in F$ qui minimisera la perte sociale du pire modèle de l'ensemble :

$$\hat{f} = \arg \min_{f \in F} \max_{(\beta_\pi, \alpha_r) \in M} L(f; \beta_\pi, \alpha_r)$$

L'objectif des autorités monétaires étant de minimiser la variance de l'inflation future, la fonction de perte est telle que

$$L(f; \beta_\pi, \alpha_r) \equiv \frac{1}{1 - (\beta_\pi + \alpha_r f)^2} \sigma_\varepsilon^2 \quad (13)$$

Toute chose égale par ailleurs, la meilleure politique revient à minimiser $|\beta_\pi - \alpha_r f|$, tandis que le pire modèle est celui qui maximise cette expression. En notant $\hat{m}(f)$ le pire des modèles quelle que soit la règle f ,

$$\hat{m}(f) = \arg \max_{(\beta_\pi, \alpha_r) \in M} |\beta_\pi - \alpha_r f| \quad (14)$$

Pour un f (positif) donné, comme $|\beta_\pi - \alpha_r f| = \max(\beta_\pi - \alpha_r f, \alpha_r f - \beta_\pi)$, le maximum est atteint en $\max(\beta_{\pi,2} - \alpha_{r,1} f, \alpha_{r,2} f - \beta_{\pi,1})$. Pour minimiser en f cette expression, il convient de retenir le point d'intersection des deux courbes soit

$$f = \frac{\beta_{\pi,1} + \beta_{\pi,2}}{\alpha_{r,1} + \alpha_{r,2}}$$

La fonction de réaction optimale est donc :

$$r_t = \left(\frac{\beta_{\pi,1} + \beta_{\pi,2}}{\alpha_{r,1} + \alpha_{r,2}} \right) \pi_t \quad (15)$$

En comparant à (2) nous pouvons formuler deux remarques. D'une part, si la distribution de β_π et α_r est symétrique la politique obtenue est identique à celle d'équivalent certain. Si ces distributions sont asymétriques la politique pourra être plus prudente ou plus agressive selon le cas. D'autre part, la politique optimale dépend des bornes de l'ensemble des modèles possibles et dépend donc crucialement de la définition imposée à cet ensemble.

5.2.3 La politique robuste : une politique agressive ?

A priori la méthode du contrôle robuste ne produit aucun résultat général quant à la nature de l'impact d'une incertitude sur les décisions de politique monétaire. Cependant, différentes études, appliquant la méthode du contrôle robuste à des modèles appliqués théoriques ou empiriques, semblent converger pour indiquer que dans le cas des modèles usuellement utilisés pour l'analyse de la politique monétaire, la

politique robuste est plus agressive que la politique “équivalent-certain”. Il faut noter que l’incertitude analysée dans ces études est plus ou moins “structurée” selon les cas : elle peut prendre la forme d’une incertitude sur certains paramètres précis ou bien la forme d’une erreur de spécification de forme très générale, représenté par des variables omises ou l’ajout au modèle de chocs autocorrélés.

Stock (1999) utilise un modèle stylisé de type IS-courbe de Phillips. Il montre que la politique minimax optimale est celle qui correspond au jeu de paramètres pour lequel la politique monétaire a le moins d’impact sur l’inflation. La politique monétaire associée est celle caractérisée par les valeurs des coefficients les plus élevés de la fonction de réaction ($\psi_\pi = 3.86$ et $\psi_y = 1.48$ pour l’approche minimax contre $\psi_\pi = 3.43$ et $\psi_y = 1.60$ pour l’approche bayésienne). Sargent (1999) applique la méthode du contrôle robuste au modèle analysé par Ball (1999). La méthode employée définit un paramètre de préférence pour la robustesse qui permet de retrouver comme cas particuliers l’approche bayésienne ainsi que l’approche minimax usuelle. Les paramètres de la règle de Taylor optimisée augmentent quand la préférence pour la robustesse augmentent. Dans le modèle considéré, $\psi_\pi = 2.08$ et $\psi_y = 1.55$ pour un degré de préférence pour la robustesse élevé, contre $\psi_\pi = 0.82$ et $\psi_y = 1.04$ pour l’approche bayésienne.

Onatski & Stock (1999) étendent l’analyse de Stock en étudiant le modèle de Rudebusch et Svensson (1999) et en formulant le problème du contrôle robuste à un niveau général. Le modèle utilisé est noté M , et Δ la déviation inconnue de ce modèle par rapport au modèle de référence, comprise dans une classe de perturbation D . La perte espérée associée à la règle r s’écrit donc $L(r, M + \Delta)$, on en déduit donc le problème de contrôle robuste donné par

$$\min_r \max_{\Delta \in D} L(r, M + \Delta)$$

Plusieurs classes de perturbations correspondant à plusieurs types d’erreurs de spécification potentielles sont analysées. Dans la première, l’incertitude est peu structurée, et le modèle aussi bien que le processus suivi par les chocs aléatoires peuvent être mal spécifiés. Les auteurs étudient également des classes de perturbations plus structurées : l’incertitude porte alors uniquement sur les paramètres du modèle. Pour la plupart des classes de perturbations, les règles robustes sont plus agressives que les règles quadratiques. Une explication intuitive de ces résultats est qu’une situation indésirable particulière pour les autorités monétaires apparaît quand la politique monétaire n’a virtuellement aucun effet dans le cas du pire jeu de paramètres. Dans ce cas, une règle très agressive sera choisie. Cette règle produit une grande volatilité si le modèle est proche du modèle de référence, mais continue de minimiser la perte maximale.

Les études mentionnées jusqu’à lors concluent à l’intérêt de règle plus agressives au sein de modèles “backward-looking”. Giannoni (1999) utilise un modèle proche de celui de Rotemberg & Woodford (1999), “forward-looking” et dérivé de fondements microéconomiques. Il montre que les règles de politique monétaire en contrôle optimal

requièrent également que le taux d'intérêt réponde plus violemment que dans le cas certain à l'inflation, à l'output gap et au taux d'intérêt retardé .

Tetlow & von zur Muehlen (2000) étudient un modèle empirique mixte incluant à la fois des aspects forward et backward-looking. Leurs résultats sont de deux ordres. D'une part ils notent que, dans le cas où l'incertitude est "peu structurée", les règles de contrôle robuste sont plus réactives que les règles linéaires quadratiques. D'autre part, ils suggèrent qu'il existe une hiérarchie des réponses de politique mesurée en terme d'atténuation : plus l'incertitude est structurée (i.e. porte sur des paramètres bien identifiés), plus la politique optimale sera atténuée.

En définitive la méthode du contrôle robuste a apporté plusieurs éclairages nouveaux à l'analyse de l'incertitude. Sur le plan technique l'utilisation de cette méthode a permis d'analyser les implications de l'incertitude dans des modèles forward-looking. Sur le plan des résultats, plusieurs études la mettant en oeuvre suggèrent que, lorsque la banque centrale fait face à une incertitude radicale, une politique agressive est optimale. Toutefois ce résultat d'agressivité plus forte que dans l'optique bayésienne n'est pas général. Une autre limite de cette approche est que les résultats obtenus dépendent de la classe de perturbation retenue, définie de façon ad-hoc. Par ailleurs, le principe même du contrôle robuste est critiqué sur une base théorique : Sims (2000) rappelle que l'on peut toujours supposer que la banque centrale formule une probabilité subjective sur les paramètres du modèle.

6 Une illustration numérique

Dans la présente section nous étudions l'impact des différentes formes d'incertitude dans un modèle un peu plus réaliste que la forme réduite analysée précédemment. Le modèle est composé des courbes IS et de Phillips suivantes :

$$y_{t+1} = \gamma_y y_{t+1} - \gamma_r (i_t - \pi_t) + \varepsilon_{y,t+1} \quad (\text{IS2})$$

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t + \beta_y y_{t+1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (\text{CP2})$$

Notons que pour simplifier on a introduit un pseudo taux d'intérêt réel ($i_t - \pi_t$). Le cas échéant, une incertitude sur la mesure des variables est introduite en supposant que la banque centrale n'observe qu'un proxy y^* de l'écart de production :

$$y_t^* = y_t + u_t$$

L'incertitude additive est mesurée par l'écart type des chocs σ_{ε_π} , σ_{ε_y} et σ_u . L'incertitude multiplicative est représentée par les écart types des paramètres $\sigma(\gamma_y)$, $\sigma(\gamma_r)$, $\sigma(\beta_\pi)$, $\sigma(\beta_y)$. Dans le cas du contrôle robuste, on retient une plage (bornée) de valeurs possibles pour les paramètres : ici, un intervalle de ± 2 écart-types autour de la valeur centrale de chaque paramètre. Une exception est fait pour le paramètre β_π :

la valeur supérieure de l'intervalle rend le modèle systématiquement instable, aussi restreint-on l'intervalle à ± 1 écart-type.

Les paramètres retenus pour le modèle de référence et les indicateurs d'incertitude sont donnés dans le tableau 7. Pour les paramètres du modèle de référence nous reprenons les valeurs retenues par Söderström (2000), eux-même inspirés du modèle de la zone euro estimé par Orphanides et Wieland (2000). Les valeurs des écart-types des chocs sont fixés à 1 et ceux des paramètres sont fixés à 0.1. Ces valeurs sont de l'ordre de grandeur des résultats empiriques obtenus par Rudebusch (2000a), Smets (1998) et Peersman et Smets (1998), Orphanides (1998).

Tableau 7. Choix des paramètres

γ_y	γ_r	β_π	β_y	$\sigma(\gamma_y)$	$\sigma(\gamma_r)$	$\sigma(\beta_\pi)$	$\sigma(\beta_y)$	σ_{ε_π}	σ_{ε_y}	σ_u
0.85	-0.35	1	0.4	0.1	0.1	0.1	0.1	1	1	1

Nous supposons que la banque centrale minimise une somme pondérée de la variance non conditionnelle de l'inflation et de celle de l'output gap, avec un poids égal. La politique optimale a la forme d'un règle de Taylor $i_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t$. Dans le cas d'erreur sur les variables, la fonction de réaction est contrainte à ne dépendre que des indicateurs observés à la date t , soit $i_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t^*$. Dans le cas de l'approche minimax, la politique optimale est calculée en procédant par balayage par pas de 0,05 sur les paramètres de la fonction de réaction : pour chaque jeu de paramètres de la fonction de réaction, la fonction de perte maximale est calculée, puis la règle minimisant cette perte maximale est retenue.

Le tableau 8 présente les paramètres obtenus pour la fonction de réaction optimale dans les différents cas d'incertitude. Dans le cas équivalent certain la politique optimale est très agressive, les coefficients sur l'inflation et l'output gap avoisinant 3.3. Dans le cas d'une erreur de mesure, on observe bien un effet "d'atténuation" : les paramètres de la fonction de réaction diminuent et, conformément à l'intuition, l'effet d'atténuation est bien plus marqué dans le cas du paramètre portant sur l'indicateur défectueux (l'output gap) que dans le cas de celui portant sur l'inflation, observée sans erreur. L'incertitude multiplicative conduit également à une politique moins agressive ($\psi_\pi = 2.0$, $\psi_y = 1.7$ contre $\psi_\pi = 3.4$, $\psi_y = 3.3$ en équivalent certain), ce qui conforte le principe de Brainard. Enfin dans le cas de l'approche minimax on retrouve le résultat de Stock (1999) : la politique optimale est plus agressive qu'en équivalent certain. Il apparait que le pire modèle de l'économie est celui où les paramètres d'impact de la politique sont les plus faibles ($\gamma_r = -0.15$, $\beta_y = -0.2$). Dans cette configuration il est optimal d'agir très activement pour compenser la faiblesse des mécanismes de transmission. Ceci permet de minimiser la perte maximale, au prix

d'une volatilité plus élevée lorsque le modèle reste proche du modèle de référence.

Tableau 8. Résultats des simulations

Règle optimale dans le cas :	ψ_π	ψ_y
<i>Equivalent certain</i>	3.34	3.36
<i>Erreur de mesure (utilisation d'un proxy)</i>	2.73	2.29
<i>Incertitude multiplicative</i>	2.00	1.73
<i>Minimax (contrôle robuste)</i>	4.45	3.25

7 Conclusion

Cette synthèse a fait le point sur les implications de l'incertitude pour la conduite de la politique monétaire. La littérature présente traditionnellement deux enseignements principaux assez clairs sur ces implications. En premier lieu, le principe d'équivalent certain indique que la politique optimale n'est pas affectée par l'ampleur de l'incertitude dite "additive", i.e. celle portant sur des chocs temporaires. Ce principe reçoit une application importante dans le cas de variables mesurées avec erreur, comme le PIB dans les versions préliminaires des comptes de la Nation, et celui des variables inobservables, comme le NAIRU. En effet, un principe de séparation s'applique : la stratégie optimale de la banque centrale est de s'efforcer de formuler une estimation optimale de ces variables, puis de mettre en oeuvre ensuite une politique optimale comme si elle connaissait la vraie valeur des variables, en négligeant l'incertitude attachée à cette évaluation. En second lieu, le principe de conservatisme, associé au nom de Brainard, énonce qu'en présence d'une incertitude sur les mécanismes de transmission, la politique monétaire doit être moins agressive qu'en univers certain.

Ces deux principes ont été revisités par un ensemble de travaux récents dans le sillage de la littérature sur les règles de taux d'intérêt. Les travaux en question ont emprunté des directions assez variées et ont produit un nombre important de résultats. Sur le plan empirique, plusieurs études ont tenté de montrer que la prise en compte de l'incertitude pouvait rapprocher les politiques optimales, plutôt agressives, des politiques observées historiquement, souvent graduelles. Ils ne parviennent que partiellement à rendre compte du caractère atténué des politiques monétaires observées historiquement. Sur le plan théorique certains travaux ont montré que face à une incertitude forte il peut être optimal pour la banque centrale de suivre une règle agressive soit pour se prémunir contre les situations particulièrement défavorable (approche du contrôle robuste), soit pour améliorer sa connaissance de l'économie (apprentissage). Ce résultat n'est toutefois pas général et demeure contingent au modèles et aux représentations de l'incertitude utilisées. Au total, si les travaux récents ont apporté des éclairages nouveaux, ils n'ont pas abouti à ce jour à une vision consensuelle des implications de l'incertitude pour la politique monétaire. Une cohérence entre les développements théoriques et empiriques reste notamment à trouver.

Annexe A : Le problème de contrôle en incertitude additive

Dans le cas d'un modèle espace-état général, la Banque centrale résout le problème de contrôle

$$J(x_t) = \min_{\{i_t\}} \left\{ (x_{t+\tau} - x^*)' Q (x_{t+\tau} - x^*) + \phi E_t J(x_{t+1}) \right\} \quad (16)$$

sous la contrainte du modèle représentant l'économie :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + J + \varepsilon_{t+1} \quad (17)$$

avec x_t un vecteur de variables d'état (inflation, output gap,...), ε_t un vecteur de chocs aléatoire non autocorrélés. On présente ici la méthode de calcul dans le cas où $J = 0$ et $x^* = 0$. Cette simplification est peu restrictive.

Comme la fonction objectif est quadratique et la contrainte linéaire, la fonction valeur aura la forme suivante

$$J(x_t) = x_t' V x_t + w \quad (18)$$

En utilisant la loi de transition pour éliminer l'état de la période suivante, l'équation de Bellman est

$$x_t' V x_t + w = \min_{i_t} \left\{ x_t' Q x_t + \phi (Ax_t + Bi_t)' V (Ax_t + Bi_t) + \phi w \right\} \quad (19)$$

La condition du premier ordre de la minimisation du problème est alors

$$B' V B i_t = -B' V A x_t$$

Cette expression donne donc le taux d'intérêt optimal $i_t = f x_t$ où

$$f = -(B' V B)^{-1} (B' V A). \quad (20)$$

En substituant la règle de décision dans l'équation de Bellman, nous obtenons,

$$\begin{aligned} x_t' V x_t + w &= x_t' Q x_t + \phi \left[(Ax_t + Bf x_t)' V (Ax_t + Bf x_t) + w \right] \\ &= x_t' \left[Q + \phi (A + Bf)' V (A + Bf) \right] x_t + \phi w \end{aligned}$$

Avec V qui est déterminé par l'équation de Ricatti

$$V = Q + \phi (A + Bf)' V (A + Bf), \quad (21)$$

où V et f peuvent être obtenus itérativement par (20) et (21). Ces deux matrices ne dépendent pas de la variance des chocs ε_t ce qui illustre la propriété d'équivalent certain.

Annexe B : Le problème de contrôle avec erreur de mesure sur les variables

Le modèle économique est comme en Annexe A écrit sous une forme espace-état :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (22)$$

avec x_t un vecteur de variables d'état (inflation, output gap,...). Les variables sont observées avec erreur, ce que traduit une équation d'observation :

$$w_t = Dx_t + \eta_t \quad (23)$$

où w_t est le vecteur des variables observables.

En notant $Y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ w_t \end{bmatrix}$, $\tilde{A} = \begin{bmatrix} A & 0 \\ I & 0 \end{bmatrix}$, $\tilde{B} = \begin{bmatrix} B \\ 0 \end{bmatrix}$, $\tilde{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t + \eta_t \end{bmatrix}$, on peut réécrire le système sous forme espace-état :

$$Y_{t+1} = \tilde{A}Y_t + \tilde{B}i_t + \tilde{\varepsilon}_{t+1} \quad (24)$$

La variance des innovations est alors $\Sigma_{\tilde{\varepsilon}} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\varepsilon} & \Sigma_{\varepsilon} \\ \Sigma_{\varepsilon} & \Sigma_{\varepsilon} + \Sigma_{\eta} \end{pmatrix}$.

On s'intéresse aux règles réagissant aux indicateurs effectivement observés, de la forme :

$$i_t = fw_t = \tilde{f}Y_t.$$

En définissant la matrice $\tilde{M} = \tilde{A} + \tilde{B}\tilde{f}$ les variance inconditionnelles des composantes de Y_t sont données par la formule

$$vec(\Sigma_Y) = \left(I - (\tilde{M} \otimes \tilde{M}) \right)^{-1} vec(\Sigma_{\tilde{\varepsilon}})$$

On suppose que la fonction de perte est une somme pondérée des variances non conditionnelles des objectif Y_t soit :

$$E(L_t) = E\left(Y_t'KY_t\right) = trace[K\Sigma_Y] \quad (25)$$

où K est une matrice contenant les poids de chacune des variables dans la fonction de perte. La politique optimale est obtenue numériquement en maximisant par rapport aux paramètres de f la fonction objectif $E(L_t)$.

Annexe C : Le problème de contrôle avec incertitude sur les paramètres

Le problème de la banque centrale sous incertitude sur les paramètres est :

$$J(x_t) = \min_{\{i_t\}} \{x_t' Q x_t + \phi E_t J(x_{t+1})\} \quad (26)$$

sous la contrainte

$$x_{t+1} = A_{t+1} x_t + B_{t+1} i_t + \varepsilon_{t+1} \quad (27)$$

où les paramètres des matrices A_{t+1} et B_{t+1} sont donc stochastiques de moyennes A et B , de matrices de variances Σ_A et Σ_B et de matrice de covariances Σ_{AB} .

La fonction valeur est donnée par

$$J(x_t) = x_t' \tilde{V} x_t + \tilde{w} \quad (28)$$

avec comme valeur espérée

$$E_t J(x_{t+1}) = (E_t(x_{t+1}))' \tilde{V} (E_t(x_{t+1})) + tr(\tilde{V} \Sigma_{t+1|t}) + \tilde{w} \quad (29)$$

où $\Sigma_{t+1|t}$ est la matrice de covariance de x_{t+1} évaluée en t et tr est l'opérateur de la trace. De plus l'élément (i, j) de $\Sigma_{t+1|t}$ est donné par

$$\Sigma_{t+1|t}^{i,j} = x_t' \Sigma_A^{i,j} x_t + 2x_t' \Sigma_{AB}^{i,j} i_t + i_t' \Sigma_B^{i,j} i_t + \Sigma_\varepsilon^{i,j} \quad (30)$$

où $\Sigma_{AB}^{i,j}$ est la matrice de covariance de la i -ème ligne de A avec la j -ème ligne de B .

Lorsque les paramètres sont incertains, la matrice de variances-covariances dépend de l'état de l'économie (x_t), des instruments (i_t) et des variances des paramètres aussi bien que celles des erreurs additives. La politique monétaire optimale va donc minimiser non seulement l'écart futur des variables d'état espérées à leurs cibles (via le terme $(E_t x_{t+1})' V (E_t x_{t+1})$) mais aussi leurs variances. Par conséquent la politique optimale dépend de manière cruciale du degré d'incertitude de l'économie.

La règle de décision optimale est de fixer le taux d'intérêt de court terme comme une fonction linéaire du vecteur d'état à chaque période :

$$i_t = \tilde{f} x_t,$$

où \tilde{f} a une forme plus complexe que dans le cas avec incertitude additive puisqu'il apparaît maintenant les variances et covariances des paramètres (il en est de même pour l'équation de Riccati).

Annexe D : Le problème de contrôle avec apprentissage actif⁸

Soit une économie résumée par l'équation (FR),

$$\pi_{t+1} = \beta_{\pi}\pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{y,t+1}$$

A la période t , les autorités monétaires choisissent une valeur de l'instrument basée sur leurs croyances actuelles des paramètres inconnus. Un choc ε_t apparaît et une nouvelle observation devient disponible. Le choc est supposé normalement distribué de moyenne nulle et de variance connue σ^2 . Avant de choisir la prochaine valeur de l'instrument, les autorités monétaires mettent à jour l'estimation des paramètres sur la base de cette nouvelle donnée. Par conséquent, les croyances des autorités monétaires, sous contrainte du vecteur des paramètres inconnus $\beta = (\beta_{\pi}, \alpha_r)'$, sont modélisées par une distribution normale bivariée :

$$p(\beta|\cdot) = N(b_t, \Sigma_t) \quad \text{où} \quad \Sigma_t = \begin{pmatrix} v_{\pi} & v_{\pi r} \\ v_{r\pi} & v_r \end{pmatrix}_t.$$

Toute l'information disponible au moment où les autorités prennent leur décision est résumée dans le vecteur des moyennes $b = (b_{\pi,t}, b_{r,t})$ et dans la matrice de variance-covariance Σ . A la fin de la période, les nouvelles données sont utilisées pour actualiser les croyances à l'aide des équations de mise à jour suivantes :

$$\Sigma_{t+1} = [\Sigma_t^{-1} + X_t'X_t]^{-1}, \quad b_{t+1} = \Sigma_{t+1} [X_t'\pi_{t+1} + \Sigma_t^{-1}b_t], \quad X_t = (\pi_t, r_t)$$

Ces équations représentent le canal d'apprentissage par lequel l'instrument de politique r_t affecte les estimations des paramètres inconnus de la prochaine période et donc les futures réalisations de π_t et r_t .

La fonction de perte espérée des autorités monétaires $L(r, b, \Sigma)$ est donnée par,

$$L(r, b, \Sigma) = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}^2} (\beta_{\pi}\pi - \alpha_r r + \varepsilon_y)^2 p(\beta|b, \Sigma) q(\varepsilon_y) d\beta d\varepsilon_y$$

où $q(\varepsilon)$ représente la fonction de densité normale des chocs.

Les autorités monétaires cherchent à minimiser l'espérance de la fonction de perte intertemporelle :

$$\min_{\{r_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \phi^j L(r_{t+j}, b_{t+j}, \Sigma_{t+j}) \mid b_t, \Sigma_t \right)$$

Comme β est inconnu, les croyances changent à travers le temps et forment un lien explicite entre les périodes présente et futures. On ne peut pas séparer l'estimation du

⁸Cette annexe s'inspire largement de Wieland (2000b).

contrôle car les croyances futures $((b, \Sigma)_{t+j}, j = 1, 2, \dots)$ dépendent de toute l'histoire des choix d'instruments $(r_{t+j-1}, j = 1, 2, \dots)$. Les effets de la politique sur les croyances futures et l'opérateur d'espérance apparaissent par l'intermédiaire de l'équation de Bellman associée à ce problème de programmation dynamique :

$$V(b, \Sigma) = \underset{r_t}{Min} \left[L(r, b, \Sigma) + \delta \int V(B(r, b, \Sigma, \beta_\pi \pi - \alpha_r r + \varepsilon_y)) p(\beta|b, \Sigma) q(\varepsilon_y) d\beta d\varepsilon_y \right]$$

où $V(b, \Sigma)$ est la fonction valeur et les deux termes du membre de droite caractérisent la relation entre le contrôle et l'estimation, et B est l'opérateur bayésien résumant la mise à jour des estimations des paramètres. On peut montrer qu'il existe une politique optimale stationnaire et que la fonction valeur est continue et satisfait l'équation de Bellman. Un algorithme itératif basé sur l'équation de Bellman permet d'obtenir la politique et la fonction valeur.

Références

- [1] Balvers R. & Cosimano T. (1994), “Inflation variability and gradualist monetary policy”, *Review of Economic Studies*, vol 61, pp 721-738.
- [2] Bertocchi G. & Spagat M. (1993), “Learning, experimentation, and monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol 32, pp 169-183.
- [3] Brainard W. (1967), “Uncertainty and the effectiveness of policy”, *American Economic Review*, vol 57, pp 411-425.
- [4] Chow G. (1977), *Analysis and control of dynamic economic system*, John Wiley & Sons, New-York.
- [5] Clements M. & Hendry D. (1998), *Forecasting Economic Time Series*, Cambridge University Press.
- [6] Ehrmann M. & Smets F. (2000), “Uncertain potential output : implications for monetary policy”, *Manuscript*, European Central Bank.
- [7] Estrella A. & Mishkin F. (1999), “Rethinking the role of NAIRU in monetary policy : implications of model formulation et uncertainty”, in John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp 405-430.
- [8] Giannoni M. (1999), “Does model uncertainty justify caution ? Robust optimal monetary policy in a forward-looking model”, *Manuscript*, Princeton University.
- [9] Hall S., Salmon C., Yates T. & Batini N. (1999), “Uncertainty and simple Monetary Policy Rules. An illustration for the United Kingdom”. *Working Paper n° 96*, Bank of England.
- [10] Levin, A., Wieland W., & Williams J. (1998) ”Robustness of simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty” chap.6 in Taylor (1998).
- [11] Martin B. & Salmon C. (1999), “Should uncertain monetary policy-makers do less ?”, *Working Paper*, Bank of England.
- [12] Orphanides A. (1998), “Monetary Policy Evaluation with Noisy Information”, Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS n° 98 – 50.
- [13] Orphanides A. & Wieland V. (2000), “Inflation Zone Targeting”, *European Economic Review*, vol 44, pp 1351-1387.
- [14] Onatski A. & Stock J. (2000), “Robust Monetary Policy under Model uncertainty in a Small Model of the US economy”, *NBER Working Paper n°7490*.
- [15] Peersman G. & Smets F. (1998), “Uncertainty and the Taylor rule in a simple model of the euro-area economy”, mimeo.
- [16] Poole W. (1998), “A policymaker confronts uncertainty”, *Federal Reserve Bank of St Louis Review* (september-october), pp 3-8.
- [17] Rotemberg J. & Woodford M. (1999), “Interest rate rules in an estimated sticky price model”, in John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp 57-119.

- [18] Rudebusch G. (2000,a), “Is the Fed too timid? Monetary policy in an uncertain world”, *Working Paper*, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- [19] Rudebusch G. (2000,b), “Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty”, *Working Paper n° 14*, European Central Bank.
- [20] Sack B. (2000), “Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol 46, pp 229-256.
- [21] Sack B. (1998,b), “Uncertainty, Learning, and Gradual Monetary Policy”, *Manuscript*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [22] Sack B. & Wieland V. (1999), “Interest rate smoothing and optimal monetary policy : a review of recent empirical evidence”, *Manuscript*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [23] Sargent T. (1999), “Comment”, in John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp 144-154.
- [24] Shuetrim G. & Thompson C. (1999), “The implications of uncertainty for monetary policy”, *Research Discussion Paper n° 1999-10*, Reserve Bank of Australia.
- [25] Sims C. (2001), “Pitfalls of Minimax Approach to Model Uncertainty”, *Mimeo*, Princeton University.
- [26] Smets F. (1998), “Output gap uncertainty : does it matter for the Taylor rule?”, *Bank of International Settlements Working Paper n°60*.
- [27] Söderström U. (1999), “Should central banks be more aggressive?”, *Working Paper in Economics and Finance n°309*, Stockholm School of Economics.
- [28] Söderström U. (2000), “Monetary policy with uncertain parameters”, *Working Paper n°13*, European Central Bank.
- [29] Srour G. (1999), “Inflation targeting under uncertainty”, *Technical Report n°85*, Bank of Canada.
- [30] Stock J. (1999), “Comment”, in John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp 253-262.
- [31] Svensson L. (1999), “Inflation targetings : some extensions”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol n°101, pp 337-361.
- [32] Svensson L. & Woodford M. (2000), “Indicator variables for optimal policies”, *Working Paper n°12*, European Central Bank.
- [33] Swansson E. (2000), “On Signal Extraction and Non-certainty-Equivalence in Optimal Monetary Policy Rules”, *Mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [34] Taylor J.(1999), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.
- [35] Tetlow R. & von zur Muehlen (2000), “Robust monetary policy with misspecified models : does model uncertainty always call for attenuated policy?”, *Manuscript*, Federal Reserve Board of Washington.

- [36] Theil H (1958), *Economic forecasts and policy*, North-Holland Amsterdam.
- [37] Wieland V. (1998), “Monetary policy and uncertainty about the natural unemployment rate”, *Discussion Paper n°22*, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series.
- [38] Wieland V. (2000a), “Learning by doing and the value of optimal experimentation”, *Journal of Economics Dynamics and Control* , vol 24, pp 501-534
- [39] Wieland V. (2000b), “Monetary policy, parameter uncertainty and optimal learning”, *Journal of Monetary Economics*, vol 46, pp 199-228.

Documents de recherche EPEE

2002

- 02 - 01 **Inflation, salaires et SMIC: quelles relations?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 02 - 02 **Le paradoxe de la productivité**
Nathalie GREENAN & Yannick L'HORTY
- 02 - 03 **35 heures et inégalités**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 02 - 04 **Droits connexes, transferts sociaux locaux et retour à l'emploi**
Denis ANNE & Yannick L'HORTY
- 02 - 05 **Animal Spirits with Arbitrarily Small Market Imperfection**
Stefano BOSI, Frédéric DUFOURT & Francesco MAGRIS
- 02 - 06 **Actualité du protectionnisme :
l'exemple des importations américaines d'acier**
Anne HANAUT

2001

- 01 - 01 **Optimal Privatisation Design and Financial Markets**
Stefano BOSI, Guillaume GIRMENS & Michel GUILLARD
- 01 - 02 **Valeurs extrêmes et series temporelles :
application à la finance**
Sanvi AVOUYI-DOVI & Dominique GUEGAN
- 01 - 03 **La convergence structurelle européenne :
rattrapage technologique et commerce intra-branche**
Anne HANAUT & El Mouhoub MOUHOUD
- 01 - 04 **Incitations et transitions sur le marché du travail :
une analyse des stratégies d'acceptation et des refus d'emploi**
Thierry LAURENT, Yannick L'HORTY, Patrick MAILLE & Jean-François OUVARD
- 01 - 05 **La nouvelle économie et le paradoxe de la productivité :
une comparaison France - Etats-Unis**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 01 - 06 **Time Consistency and Dynamic Democracy**
Toke AIDT & Francesco MAGRIS
- 01 - 07 **Macroeconomic Dynamics**
Stefano BOSI
- 01 - 08 **Règles de politique monétaire en présence d'incertitude :
une synthèse**
Hervé LE BIHAN & Jean-Guillaume SAHUC
- 01 - 09 **Indeterminacy and Endogenous Fluctuations
with Arbitrarily Small Liquidity Constraint**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 01 - 10 **Financial Effects of Privatizing the Production of Investment Goods**
Stefano BOSI & Carine NOURRY

- 01 - 11 **On the Woodford Reinterpretation of the Reichlin OLG Model :
a Reconsideration**
Guido CAZZAVILLAN & Francesco MAGRIS
- 01 - 12 **Mathematics for Economics**
Stefano BOSI
- 01 - 13 **Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis
in a Cash-in-Advance Economy**
Jean-Paul BARINCI & Arnaud CHERON
- 01 - 14 **Privatization, International Asset Trade and Financial Markets**
Guillaume GIRMENS
- 01 - 15 **Externalités liées dans leur réduction et recyclage**
Carole CHEVALLIER & Jean DE BEIR
- 01 - 16 **Attitude towards Information and Non-Expected Utility Preferences :
a Characterization by Choice Functions**
Marc-Arthur DIAYE & Jean-Max KOSKIEVIC
- 01 - 17 **Fiscalité de l'épargne en Europe :
une comparaison multi-produits**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 01 - 18 **Why is French Equilibrium Unemployment so High :
an Estimation of the WS-PS Model**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 01 - 19 **La critique du « système agricole » par Smith**
Daniel DIATKINE
- 01 - 20 **Modèle à Anticipations Rationnelles
de la CONjoncture Simulée : MARCOS**
Pascal JACQUINOT & Ferhat MIHOUBI
- 01 - 21 **Qu'a-t-on appris sur le lien salaire-emploi ?
De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :
la recherche des fondements microéconomiques
de la rigidité des salaires**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 01 - 22 **Formation des salaires, ajustements de l'emploi
et politique économique**
Thierry LAURENT

2000

- 00 - 01 **Wealth Distribution and the Big Push**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 00 - 02 **Conspicuous Consumption**
Stefano BOSI
- 00 - 03 **Cible d'inflation ou de niveau de prix :
quelle option retenir pour la banque centrale
dans un environnement « nouveau keynésien » ?**
Ludovic AUBERT
- 00 - 04 **Soutien aux bas revenus, réforme du RMI et incitations à l'emploi :
une mise en perspective**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 00 - 05 **Growth and Inflation in a Monetary « Selling-Cost » Model**

Stefano BOSI & Michel GUILLARD

- 00 - 06 **Monetary Union : a Welfare Based Approach**
Martine CARRE & Fabrice COLLARD
- 00 - 07 **Nouvelle synthèse et politique monétaire**
Michel GUILLARD
- 00 - 08 **Neoclassical Convergence versus Technological Catch-Up :
a Contribution for Reaching a Consensus**
Alain DESDOIGTS
- 00 - 09 **L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité
intra-journalière du taux de change deutschemark - dollar**
Aurélie BOUBEL, Sébastien LAURENT & Christelle LECOURT
- 00 - 10 **A Note on Growth Cycles**
Stefano BOSI, Matthieu CAILLAT & Matthieu LEPELLEY
- 00 - 11 **Growth Cycles**
Stefano BOSI
- 00 - 12 **Règles monétaires et prévisions d'inflation en économie ouverte**
Michel BOUTILLIER, Michel GUILLARD & Auguste MPACKO PRISO
- 00 - 13 **Long-Run Volatility Dependencies in Intraday Data
and Mixture of Normal Distributions**
Aurélie BOUBEL & Sébastien LAURENT

1999

- 99 - 01 **Liquidity Constraint, Increasing Returns and Endogenous Fluctuations**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 02 **Le temps partiel dans la perspective des 35 heures**
Yannick L'HORTY & Bénédicte GALTIER
- 99 - 03 **Les causes du chômage en France :
Une ré-estimation du modèle WS - PS**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 99 - 04 **Transaction Costs and Fluctuations in Endogenous Growth**
Stefano BOSI
- 99 - 05 **La monnaie dans les modèles de choix intertemporels :
quelques résultats d'équivalences fonctionnelles**
Michel GUILLARD
- 99 - 06 **Cash-in-Advance, Capital, and Indeterminacy**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 07 **Sunspots, Money and Capital**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 08 **Inter-Jurisdictional Tax Competition in a Federal System
of Overlapping Revenue Maximizing Governments**
Laurent FLOCHEL & Thierry MADIES
- 99 - 09 **Economic Integration and Long-Run Persistence
of the GNP Distribution**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 10 **Macroéconomie approfondie : croissance endogène**
Jérôme GLACHANT

- 99 - 11 **Growth, Inflation and Indeterminacy in
a Monetary « Selling-Cost » Model**
Stefano BOSI & Michel GUILLARD
- 99 - 12 **Règles monétaires, « ciblage » des prévisions
et (in)stabilité de l'équilibre macroéconomique**
Michel GUILLARD
- 99 - 13 **Educating Children :**
a Look at Household Behaviour in Côte d'Ivoire
Philippe DE VREYER, Sylvie LAMBERT & Thierry MAGNAC
- 99 - 14 **The Permanent Effects of Labour Market Entry
in Times of High Aggregate Unemployment**
Philippe DE VREYER, Richard LAYTE, Azhar HUSSAIN & Maarten WOLBERS
- 99 - 15 **Allocating and Funding Universal Service Obligations
in a Competitive Network Market**
Philippe CHONE, Laurent FLOCHEL & Anne PERROT
- 99 - 16 **Intégration économique et convergence
des revenus dans le modèle néo-classique**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 17 **Convergence des productivités européennes :
réconcilier deux approches de la convergence**
Stéphane ADJEMIAN
- 99 - 18 **Endogenous Business Cycles :**
Capital-Labor Substitution and Liquidity Constraint
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 19 **Structure productive et procyclicité de la productivité**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 99 - 20 **Intraday Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy**
Aurélie BOUBEL & Richard TOPOL

1998

- 98 - 01 **Croissance, inflation et bulles**
Michel GUILLARD
- 98 - 02 **Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs**
Alain DESDOIGTS
- 98 - 03 **Is There Enough RD Spending ?
A Reexamination of Romer's (1990) Model**
Jérôme GLACHANT
- 98 - 04 **Spécialisation internationale et intégration régionale.
L'Argentine et le Mercosur**
Carlos WINOGRAD
- 98 - 05 **Emploi, salaire et coordination des activités**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 98 - 06 **Interconnexion de réseaux et charge d'accès :
une analyse stratégique**
Laurent FLOCHEL
- 98 - 07 **Coût unitaires et estimation d'un système de demande de travail :
théorie et application au cas de Taiwan**
Philippe DE VREYER

- 98 - 08 **Private Information :**
an Argument for a Fixed Exchange Rate System
Ludovic AUBERT & Daniel LASKAR
- 98 - 09 **Le chômage d'équilibre. De quoi parlons nous ?**
Yannick L'HORTY & Florence THIBAUT
- 98 - 10 **Deux études sur le RMI**
Yannick L'HORTY & Antoine PARENT
- 98 - 11 **Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 98 - 12 **De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :**
la recherche des fondements microéconomiques de la rigidité des salaires
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA