

Règle de Taylor vs Règle-ICM

Application à la zone euro

Grégory Levieuge*

Cet article a pour objectif de déterminer la stratégie optimale des banques centrales à l'égard du taux de change. Des règles monétaires simples optimisées au sein d'un modèle à deux pays (zone euro / États-Unis) suggèrent que les autorités devraient répondre au taux de change, en plus de l'inflation et de l'output gap. Ce résultat confirme la supériorité des stratégies bâties autour d'un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM) sur la règle de Taylor. En outre, l'examen des règles-ICM suivant la nature des chocs ne permet pas d'affirmer qu'elles impliquent systématiquement un conflit d'objectif en cas de choc réel. En revanche, l'incertitude qui caractérise la valeur d'équilibre du taux de change tend à minimiser, voire annihiler, le rôle joué par le taux de change dans la stratégie optimale de politique monétaire.

TAYLOR RULE VS ICM-BASED RULES, APPLICATION TO THE EURO AREA

The aim of this article is to determine what is the optimal strategy of central banks (in particular of ECB) towards the exchange rate. According to the optimal monetary policy rules determined from a two-country (EA-USA) hybrid model with rational expectations, monetary authorities have to react to the exchange rate, in addition to the inflation and the output gap. This result confirms the superiority of strategies built around a Monetary Conditions Index (MCI) on Taylor rules. Besides, the sensitive analysis of MCI-rules according to the nature of shocks does not allow to assert that these rules imply systematically a conflict of objective in case of real shocks. But the uncertainty which characterizes the equilibrium value of the exchange rate tends to minimize, even to annihilate, the role played by the exchange rate in the optimal monetary policy strategy.

Classification JEL : E43, E47, E5.

INTRODUCTION

Les premiers pas de la Banque centrale européenne ont permis d'illustrer les difficultés que pose la question de la valeur externe de la monnaie domestique. Les autorités monétaires européennes se défendent d'avoir un objectif de

* Laboratoire d'Économie d'Orléans, rue de Blois, B.P. 6739, 45067 Orléans Cedex 2. 45067 Orléans Cedex 2. Courriel : gregory.levieuge@univ-orleans.fr.

Je tiens à remercier Alexis Penot pour ses précieux conseils techniques, ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives. Toute éventuelle erreur m'est entièrement imputable.

change¹. Pourtant, en octobre 2000, le Conseil des gouverneurs a officiellement justifié la hausse des taux directeurs par la faiblesse de l'euro et par son impact sur la stabilité des prix. Ce resserrement monétaire a d'ailleurs fait suite à une intervention coordonnée de plusieurs banques centrales sur le marché des changes, destinée à soutenir la monnaie européenne. Depuis, alors que l'euro s'est considérablement apprécié face au dollar, la question de sa prise en compte par la BCE continue d'alimenter les discussions, d'aucuns reprochant à l'institut d'émission de considérer les taux d'intérêt isolément du taux de change. Ce faisant, les conditions monétaires en Europe seraient bien moins accommodantes que ce qu'estime la BCE. Et alors que les instances du SEBC reconnaissent l'importance de la valeur de l'euro², son statut reste flou : doit-il être une cible à part entière ou un simple indicateur comme ceux qui figurent dans le second pilier de la politique monétaire européenne ?

Plusieurs canaux de transmission justifient théoriquement un attachement aux évolutions du taux de change. Celui-ci affecte à la fois l'activité, par un effet-compétitivité, et l'inflation, *via* un mécanisme d'inflation importée. Et selon la nature du choc gouvernant son évolution, le taux de change constitue à la fois une source de chocs – dans le cas où le change s'éloigne de sa valeur d'équilibre sous l'influence de forces non fondamentales – et un vecteur de chocs lorsque sa composante fondamentale relaie les déséquilibres internes et externes.

Parallèlement, en bougeant les taux directeurs, la politique monétaire influe sur le taux de change. Ce dernier constitue donc aussi un instrument indirect pour les autorités monétaires. Par exemple, le relèvement des taux destinés à contrer un choc inflationniste s'accompagne théoriquement d'une appréciation de la monnaie domestique qui permet de réduire l'effort initialement nécessaire. C'est l'idée formalisée par Ball [1999], qui conclut que l'instrument optimal de politique monétaire n'est pas le seul taux d'intérêt de court terme, mais une combinaison du taux de change et du taux d'intérêt, autrement dit un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM). Partant, il serait optimal pour la Banque centrale d'intégrer les évolutions du taux de change dans ses décisions. Ce résultat théorique a trouvé une légitimité empirique dans la conduite de la politique monétaire de certains pays tels que la Nouvelle-Zélande et le Canada.

Mais certaines questions demeurent en suspens. Qu'advient-il, par exemple, de ces résultats dans une économie « peu » ouverte comme la zone euro ? Par ailleurs, si le taux de change est influencé par les orientations de la politique monétaire, et si tant est qu'il le soit dans le sens voulu, la relation circulaire entre les taux directeurs et le taux de change ne rend-elle pas vaine, en pratique, toute tentative de réglage fin et conjoint des deux variables ? En somme, comment déterminer le dosage adéquat pour parvenir *in fine* aux conditions monétaires souhaitées ? De nombreux travaux, pour l'essentiel fondés sur des modèles statiques, mettent en évidence que la réponse au taux de change ne doit pas être systématique mais conditionnelle à la nature des chocs. La neutralisation des chocs peut être tantôt autonome, tantôt provoquée par les autorités (Laskar [2003], Smets [1997]). Sauf que les considérations d'ordre dynamique compliquent très sérieusement ce type d'analyse. Étant donné que les chocs se

1. Le 29 novembre 1999, lors de son discours devant la commission des Affaires économiques et monétaires du Parlement européen, W. Duisenberg assurait qu'il n'y aurait pas de réponse en termes de politique monétaire à la baisse de l'euro.

2. E. Welteke, dirigeant de la Bundesbank, lors des entretiens de Davos de février 2000, soulignait qu'aucune Banque centrale ne peut se permettre de négliger les évolutions du taux de change.

manifestent avec des délais parfois longs et incertains, il est impossible de mesurer avec précision l'ampleur de la hausse (baisse) nécessaire du taux d'intérêt pour contrer un choc de taux de change. En effet, dans les modèles dynamiques (souvent cycliques), le lien entre le taux de change et le taux d'intérêt n'est pas univoque. La question de la réponse appropriée au taux de change devient complexe, car, une fois le choc répandu, le fait de réagir au taux de change peut détourner les autorités monétaires de leur objectif principal de stabilité des prix et s'avérer contre-productif.

Enfin, par rapport à quelle valeur d'équilibre le niveau du taux de change doit-il être considéré comme trop ou insuffisamment élevé ? L'incertitude qui caractérise cette référence est une autre source d'écueil susceptible de remettre en cause la place du taux de change dans la stratégie optimale de politique monétaire.

L'objectif de cet article est de réexaminer ces résultats au sein d'un modèle dynamique avec anticipations rationnelles, calibré pour reproduire certains faits saillants propres à la zone euro. La première section vise à présenter le modèle et à exposer brièvement la méthode de calibration utilisée. La deuxième section expose la méthode de détermination de règles monétaires optimales et détaille les résultats obtenus pour la zone euro d'abord et pour une économie qui serait « plus ouverte » ensuite. Les résultats obtenus confirment la supériorité des règles fondées sur un ICM. La dimension *instrument* du taux de change devrait donc être prise en compte par la BCE. La troisième section réexamine la question de la sensibilité de cette optimalité selon la nature des chocs qui touchent l'économie. Une fois prise en compte l'optimisation des règles monétaires, les résultats obtenus ne permettent pas d'affirmer de manière incontestable l'infériorité des règles-ICM en cas de chocs réels. En revanche, la prise en compte de l'incertitude portant sur la valeur d'équilibre du taux de change s'avère beaucoup plus préjudiciable, puisqu'elle tend à évincer de la règle optimale toute réaction directe au taux de change. C'est la question traitée dans la dernière section.

UN MODÈLE À DEUX PAYS ZONE EURO / ÉTATS-UNIS

Le recours à un modèle dynamique (sous forme réduite) permet de représenter les interactions dans le temps des principaux agrégats et variables macroéconomiques, selon que la Banque centrale répond ou non au taux de change. Il permet en outre de distinguer clairement les évolutions initiées par des chocs *fondamentaux* et *non fondamentaux*. Constitué de deux économies structurellement symétriques, la zone euro et les États-Unis, qui se distinguent par la valeur des paramètres des équations les caractérisant, le modèle répond à une spécification qualifiée de mixte ou « hybride » (avec des variables passées et anticipées). Il sera ensuite calibré conformément aux enseignements d'un modèle VAR structurel en termes de dynamique.

L'équation de demande agrégée qui définit l'évolution de l'output gap de la zone euro est donnée par¹ :

$$y_t = \alpha_y E_t y_{t+1} + (1 - \alpha_y) y_{t-1} - \alpha_p \rho_{t-1} - \alpha_s (s_{t-1} - s_{t-2}) + \varepsilon_{y,t} \quad (1)$$

avec $0 < \alpha_y < 1$. y représente l'output gap, ρ le taux d'intérêt réel de long terme et s le taux de change nominal coté au certain. E est l'opérateur

1. Toutes les variables sont exprimées en écart par rapport à leur valeur stationnaire.

d'espérance standard. Cette formulation, qui associe inertie et anticipations rationnelles, répond aux problèmes de vraisemblance des spécifications intégralement *forward-looking*, du type Kerr et King [1996] ou Mc Callum et Nelson [1997]. Cette mixité peut se justifier par l'introduction d'une rigidité imputable à un niveau de consommation de référence (Fuhrer [2000]). L'impact retardé du taux d'intérêt est justifié par les délais d'action de la politique monétaire. En outre, comme le modèle a pour but de déterminer les performances des règles monétaires s'attachant les services du taux de change, il est important de prendre en compte l'impact de cette variable sur l'activité : une hausse du taux de change diminue le prix relatif des biens étrangers et accroît la demande de biens étrangers au détriment de la production domestique. La plupart des travaux admettent que l'impact du change est graduel. Par conséquent, la variation du taux de change est insérée avec un retard d'une période. L'accent est mis sur le taux de change nominal (et non pas réel) car c'est sous cette forme qu'il intervient habituellement dans les ICM (*cf.* Freedman [1994]). De plus, sans modifier qualitativement les résultats, ce choix permet de se concentrer exclusivement sur la dynamique et les effets du (seul) taux de change. Les considérations empiriques (de non-stationnarité) obligent à le différencier une fois. Sinon, toute tentative de rapprochement entre ce modèle théorique et un modèle économétrique de référence serait techniquement impossible (*cf.* annexe). De façon usuelle, le choc de demande $\varepsilon_{y,t}$ est supposé suivre un processus AR (1) stationnaire du type : $\varepsilon_{y,t} = \omega_y \varepsilon_{y,t-1} + \zeta_{y,t}$ avec $\omega_y < 1$ et $\zeta_y \hookrightarrow bb$.

La seconde équation du modèle est la courbe d'offre agrégée qui détermine l'évolution de l'inflation (π). Conformément à une courbe de Phillips mixte, l'inflation courante dépend à la fois de l'inflation passée et de l'inflation anticipée (Gali et Gertler [1999]) :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \gamma_y y_{t-1} - \gamma_s (s_{t-1} - s_{t-2}) + \varepsilon_{\pi,t} \quad (2)$$

avec $0 < \gamma_\pi < 1$. Pour respecter les délais d'action de la politique monétaire, l'output gap influence l'inflation avec une période de retard. La présence de la variation du taux de change est destinée à reproduire un mécanisme d'inflation importée. Une baisse du taux de change revient à accroître le prix relatif des biens importés qui entrent dans la composition de l'indice des prix à la consommation et contribue donc à l'augmentation du taux d'inflation. Il est fréquent dans la littérature de considérer que les variations du taux de change ne se répercutent pas intégralement sur l'indice des prix à la consommation. Le comportement de *pricing-to-market* de certains exportateurs étrangers, soucieux de se prémunir contre la volatilité des changes, justifie une valeur de γ_s assez largement inférieure au degré d'ouverture de l'économie. De plus, conformément à l'observation de transmission graduelle du taux de change aux prix des biens importés (*Gradual Pass-Through*¹), théoriquement justifiable par l'existence de prix contractés ou de coûts de menu, ce mécanisme de transmission agit avec un retard d'un trimestre. Enfin, le choc d'inflation ε_π (*cost-push shock*) suit un processus AR(1), avec $\omega_\pi < 1$ et $\zeta_y \hookrightarrow bb$, tel que $\varepsilon_{\pi,t} = \omega_\pi \varepsilon_{\pi,t-1} + \zeta_{\pi,t}$.

1. *Cf.* Naug et Nymoen [1996]. Smets et Wouters [2002] indiquent que le degré de rigidité des prix des biens importés serait « considérable » dans la zone euro.

L'équation suivante définit le taux d'intérêt de long terme. De nombreuses études se contentent de modéliser le taux court, l'output gap et l'inflation, en supposant que le premier a un impact direct sur le second. Outre le fait qu'en pratique les firmes sont davantage affectées par les niveaux de taux longs, cette simplification conduit à négliger un aspect complexe mais primordial du mécanisme de transmission de la politique monétaire : la diffusion des impulsions monétaires le long de la courbe des taux. Pour ce faire, la spécification suivante est retenue :

$$\rho_t = D(E_t \rho_{t+1} - \rho_t) + (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{\rho,t} \quad (3)$$

où D représente la durée supposée fixe¹ de l'hypothétique actif considéré (obligation à dix ans) et i le taux d'intérêt nominal de court terme. C'est la formulation également utilisée par Fuhrer et Moore [1995] et Jondeau et Lebihan [2000]. En résolvant cette relation de façon récursive de sorte à exprimer ρ_t en fonction de $i_t + 1$ et de $i_t - E_t \pi_{t+1}$, le taux de long terme réel est explicitement défini comme une moyenne mobile pondérée du taux d'intérêt réel de court terme, conformément à la théorie pure des anticipations. Ainsi, l'ajustement graduel de l'inflation confère au taux court nominal un effet temporaire sur le taux court réel, et partant sur le taux long réel. Une prime de risque ε_{ρ} est introduite dans l'équation (3) de sorte à envisager des chocs qui perturberaient la transmission de la politique monétaire. ε_{ρ} suit un processus AR(1) stationnaire tel que $\varepsilon_{\rho,t} = \omega_{\rho} \varepsilon_{\rho,t-1} + \zeta_{\rho,t}$ avec $0 < \omega_{\rho} < 1$ et $\zeta_{\rho} \hookrightarrow bb$.

Le taux de change est défini suivant la parité des taux d'intérêt non couverte :

$$s_t = E_t s_{t+1} + i_t - i_t^f + \varepsilon_{s,t} \quad (4)$$

où i^f est le taux d'intérêt américain. La présence d'un choc $\varepsilon_{s,t}$ implique que la PTINC n'est vérifiée qu'en moyenne. Cette relation peut en effet être vue comme la somme d'une composante *fondamentale*, correspondant à la définition exacte de la PTINC, et d'une composante *non fondamentale* $\varepsilon_{s,t}$. Cette dernière suit un processus AR(1) stationnaire tel que $\varepsilon_{s,t} = \omega_s \varepsilon_{s,t-1} + \zeta_{s,t}$, avec $0 < \omega_s < 1$ et $\zeta_s \hookrightarrow bb$. En l'absence de ce choc et du taux d'intérêt étranger, le modèle surévaluerait la capacité de la Banque centrale européenne à agir sur le cours de l'euro.

L'autre bloc du modèle (les États-Unis) vise à reproduire les incidences de la politique et des chocs américains qui transitent par le taux de change. On note y^f la demande étrangère, π^f l'inflation étrangère, i^f le taux d'intérêt de court terme déterminé par la règle monétaire américaine et ρ^f le taux d'intérêt réel de long terme. Soit :

$$y_t^f = \alpha_y^f E_t y_{t+1}^f + (1 - \alpha_y^f) y_{t-1}^f - \alpha_{\rho}^f \rho_{t-1}^f + \alpha_s^f \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{y,t}^f \quad (5)$$

$$\pi_t^f = \gamma_{\pi}^f E_t \pi_{t+1}^f + (1 - \gamma_{\pi}^f) \pi_{t-1}^f + \gamma_y^f y_{t-1}^f + \gamma_s^f \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}^f \quad (6)$$

$$\rho_t^f = D(E_t \rho_{t+1}^f - \rho_t^f) + (i_t^f - E_t \pi_{t+1}^f) + \varepsilon_{\rho,t}^f \quad (7)$$

$$i_t^f = (1 - \beta_0^f) [E_t \pi_{t+1}^f + (\beta_1^f - 1) \pi_t^f + \beta_2^f y_t^f] + \beta_0^f i_{t-1}^f + \varepsilon_{i,t}^f \quad (8)$$

1. Comme le rapportent Fuhrer et Moore [1995], il est habituel dans la littérature ayant trait à la structure par terme des taux de supposer une durée fixe. D est ici fixé à 28, ce qui correspond à une durée de sept ans. Les séries utilisées pour obtenir un taux d'intérêt agrégé dans le VAR sont des taux d'intérêt sur obligation d'État à dix ans.

L'équation (8) représente la règle monétaire de la FED. Suivant Jondeau et Lebihan [2000], la cible d'inflation de moyen terme est partagée en deux éléments. Le premier, $E_t \pi_{t+1}^f$, implique que la Banque centrale américaine a une cible pour le taux d'intérêt réel de court terme $i_t^f - E_t \pi_{t+1}^f$. Le second, $(\beta_1^f - 1)\pi_t^f$, traduit la réaction des autorités monétaires à l'écart d'inflation par rapport à sa cible de long terme. Ainsi, l'expression $E_t \pi_{t+1}^f + (\beta_1^f - 1)\pi_t^f + \beta_2^f y_t^f$ peut s'interpréter comme un terme à correction d'erreur par rapport à la cible de moyen terme pour le taux d'intérêt court nominal. Cette spécification permet, sans trop compliquer le modèle, d'intégrer l'anticipation d'inflation dans la règle et donc de considérer – au moins en partie – le comportement prospectif de la FED. Sans perte de généralité, les termes d'erreur des équations du bloc américain sont supposés être des bruits blancs. Le modèle se compose donc des équations (1) à (8), auxquelles s'ajoute l'expression autorégressive des chocs.

L'exercice de calibration (voir détails en annexe) a permis d'obtenir les valeurs des paramètres figurant dans le tableau 1. Ainsi calibré, le modèle sous forme réduite dessine une dynamique proche de celle d'un VAR structurel, au moins au cours des premiers trimestres suivant un choc. Ces valeurs sont cohérentes et globalement comparables à celles obtenues par Smets [2000], Sahuc [2003] et Gali, Gertler et Lopez-Salido [2001].

Tableau 1. Calibration du modèle

Bloc Euro				Bloc US			
Coef.	Valeur	Coef.	Valeur	Coef.	Valeur	Coef.	Valeur
α_y	0.55	γ_s	0.004	α_y^f	0.347	γ_s^f	0.00
α_ρ	0.02	ω_y	0.1	α_ρ^f	0.029	β_0^f	0.84
α_s	0.004	ω_π	0.25	α_s^f	0.000	β_1^f	1.71
γ_π	0.60	ω_p	0.64	γ_π^f	0.474	β_2^f	1.38
γ_y	0.047	ω_s	0.17	γ_y^f	0.038		

Comme les relations constituant le modèle ne sont pas explicitement issues d'un modèle structurel permettant d'identifier les paramètres décrivant les préférences et la technologie, l'exercice à venir d'optimisation de règles monétaires simples s'expose *a priori* à la critique de Lucas. Cependant, sans remettre en cause la logique théorique de cette critique, plusieurs éléments en atténuent la portée. D'abord, de nombreux travaux empiriques (s'appuyant généralement sur de tests de super-exogénéité) indiquent que la critique de Lucas n'est pas quantitativement importante (Ericsson et Irons [1995], Favero et Hendry [1992]). De plus, Estrella et Fuhrer [1999] trouvent (paradoxalement) plus stables les modèles autorégressifs comparés aux modèles prospectifs pourtant plus proches des relations structurelles. Dans cette veine, Jondeau et Lebihan [2002] estiment un modèle « hybride » proche de celui utilisé ici. S'appuyant sur des tests de stabilité, ils montrent que ce modèle est assez robuste à la critique de Lucas. Parallèlement, les modèles structurels à fondements microéconomiques explicites, *a priori* immunisés, imposent des restrictions si nombreuses qu'il est difficile de les spécifier correctement (Fair [1993]). Pis, Altissimo, Siviero et Terlizzese [2002] montrent que les modèles avec agent représentatif (la quasi-totalité des modèles dits structurels) sont en général non structurels, au

sens où les paramètres comportementaux estimés ne sont pas indépendants de la politique économique.

Il existe donc un certain nombre d'arguments légitimant le choix d'un modèle (hybride) sous forme réduite et autorisant l'évaluation de règles monétaires optimales de type Taylor en son sein. La prise en compte de la formation des anticipations rationnelles est une précaution (minimale) qui garantit que les réactions des agents ne sont pas mécaniques.

RÈGLES OPTIMALES EN ÉCONOMIE OUVERTE

Plusieurs règles monétaires concurrentes

Le modèle en économie ouverte avec anticipations rationnelles ainsi calibré va permettre de comparer les qualités stabilisatrices de différentes règles de politique monétaire. La première est une règle de Taylor, augmentée du taux d'intérêt passé. La présence de ce dernier est, d'une part, justifiée par le constat empirique de lissage des taux d'intérêt. D'autre part, la présence d'anticipations rationnelles dans le modèle implique l'existence d'un canal des anticipations qui s'avère d'autant prégnant que la politique monétaire est relativement graduelle, autrement dit que la Banque centrale maintient résolument une orientation anti-inflationniste face à un choc (inflationniste) quelconque. Soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 - \beta_0)(\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t) \quad (9)$$

Étant donné sa robustesse pour un grand nombre de modèles, cette règle constitue une référence assez naturelle pour évaluer les performances d'autres règles moins usuelles, notamment celles qui ont la particularité de prendre explicitement en compte le taux de change. C'est le cas de la règle monétaire étudiée par Ball [1999]. De façon générale, lorsque le taux de change est exprimé au certain, elle s'écrit : $i_t = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t - h_1 s_t - h_2 s_{t-1}$. Ball [1999] montre que les diverses combinaisons (h_1 ; h_2) envisageables ne sont pas neutres sur la qualité de la règle. Deux configurations sont envisagées dans l'examen présent.

La première configuration, nommée *ICM-Ball (1)*, implique le taux de change en niveau ($h_2 = 0$), soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 - \beta_0)(\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t - \beta_3 s_t) \quad (10)$$

avec $\beta_3 = h_1$. Elle constitue une façon assez intuitive et directe d'examiner le comportement optimal des autorités monétaires face au taux de change. Elle permet en outre de mieux saisir la qualification de « règle-ICM ». En effet, divers travaux ont montré que l'instrument optimal de la politique monétaire en économie ouverte n'était pas le seul taux d'intérêt, mais une moyenne pondérée du taux d'intérêt et du taux de change, soit un Indicateur des Conditions monétaires (Ball [1999], Smets [1997], Gerlach et Smets [2000]). Pour comprendre le mode opératoire d'une telle stratégie, il est important de distinguer l'ICM désiré de l'ICM observé, l'objectif de la Banque centrale étant d'assurer l'égalité entre les deux. L'ICM observé est, par définition, égal à $i_t^* + \beta_3 s_t$, où i_t^* représente le taux d'intérêt ciblé par les autorités monétaires. La difficulté tient à la définition de l'ICM désiré (ou optimal). Pour Gerlach et Smets [2000], cette cible est définie

par les chocs d'offre et de demande qui touchent l'économie, autrement dit l'écart entre les valeurs observées d'inflation et d'output gap à leur cible de long terme. Comme les variables sont exprimées en écart à leur valeur stationnaire, l'ICM ciblé peut ici s'écrire : $ICM^{opt} = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t$, où la valeur optimale β_i dépend de la sensibilité de l'output gap et de l'inflation au taux d'intérêt et au taux de change. À l'équilibre, l'égalisation de l'ICM observé à l'ICM désiré conduit à : $i_t^* = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t - \beta_3 s_t$. Si on suppose, de façon usuelle, que le taux d'intérêt de court terme suit un processus AR(1) tel que $i_t = (1 - \beta_0) i_t^* + \beta_0 i_{t-1}$, alors on retrouve l'expression (10).

La Banque centrale est ainsi censée réagir aux déviations de l'inflation et de l'output gap, ainsi qu'aux écarts du taux de change à sa valeur d'équilibre. Cette formulation théorique est étayée en pratique par le comportement de certaines banques centrales, notamment celle du Canada (Freedman [1994]). Par exemple, le signal d'un choc de demande positif délivré par la hausse de l'ICM désiré nécessite un resserrement monétaire de sorte que les conditions monétaires observées rejoignent celles jugées optimales. Dans le cas d'un choc de taux change positif, c'est l'ICM observé qui s'éloigne de l'ICM désiré ; la Banque centrale doit alors baisser ses taux directeurs pour retrouver l'égalité $ICM^{obs} = ICM^{opt}$. La règle *ICM-Ball (1)* peut être traduite en ces termes. On voit alors poindre une des difficultés inhérentes à une telle stratégie : quel est le dosage adéquat des mouvements du taux d'intérêt, sachant que ces derniers influent sur le taux de change et que le taux d'intérêt et le taux de change définissent conjointement l'ICM effectif (observé) ? Cette question sera abordée dans la section 3.

La deuxième règle, qualifiée de « ICM-Ball (2) » est telle que $h_1 = -h_2$, autrement dit telle que la Banque centrale réagit à la variation du taux de change, soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 - \beta_0)(\beta_1 \pi_t - \beta_2 y_t - \beta_3 \Delta s_t) \quad (11)$$

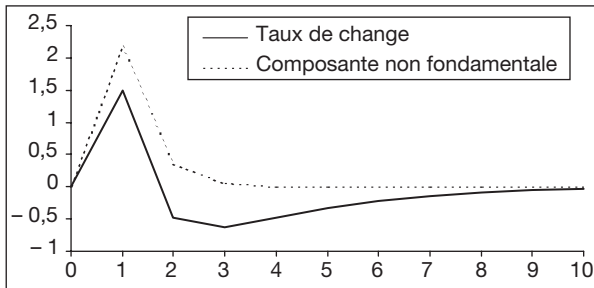
où $\beta_3 = |h_i|$, $\forall i = 1, 2$. L'examen de cette configuration est, *a priori*, important puisque c'est en différence que le taux de change intervient dans les équations d'offre et de demande.

Certes, la littérature concernant les ICM insiste sur la dimension *instrument* du taux de change. Face à un choc inflationniste, le resserrement monétaire induit une appréciation de la monnaie qui modère la hausse initiale nécessaire du taux directeur. Mais le taux de change est aussi une source de chocs ; les réallocations de portefeuilles ou les modifications soudaines de comportement des investisseurs contribuent à en faire une variable très volatile et difficilement contrôlable. Dès lors, il est possible qu'une Banque centrale cherchant à prendre en compte le taux de change pour une conduite plus fine de la politique monétaire (en considérant explicitement son rôle d'instrument indirect) ne parvienne pas à une stabilisation satisfaisante de ses variables objectifs. C'est pourquoi une quatrième règle monétaire, qui présente la particularité d'intégrer la composante *non fondamentale* ε_s du taux de change, est étudiée. L'aspect *instrument* est ici évincé. Seule subsiste une réaction aux *chocs* de change. Cette règle est qualifiée de *règle-chocs* :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 - \beta_0)(\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t - \beta_3 \varepsilon_{s,t}) \quad (12)$$

Le graphique 1 permet de préciser sa singularité. Il reproduit l'évolution du taux de change (s) et celle de sa seule composante non fondamentale (ε_s) lorsque l'économie est touchée conjointement par un choc d'offre (négatif) et de change

(positif). Suivant cette configuration, la composante « spéculative », qui suit un processus AR(1) peu persistant, retrouve rapidement l'équilibre. En revanche, le taux de change s'apprécie puis retrouve l'équilibre moyennant une phase de sous-ajustement. Les implications en termes de politique monétaire, selon que la Banque centrale réagit aux *chocs* ou au *niveau* du change sont assez différentes. Dans le premier cas, l'appréciation du taux de change impliquerait, sans ambiguïté, une baisse du taux d'intérêt. Dans le second cas, les autorités monétaires doivent considérer le fait que l'appréciation initiale de la monnaie domestique induit un resserrement des conditions monétaires, aussitôt suivi d'une phase d'assouplissement. Le cas échéant, la Banque centrale doit tenir compte de cette ambivalence pour accompagner ou contrecarrer l'évolution observée du taux de change et gérer l'action conjointe de ses deux instruments. La capacité du taux de change à suppléer l'action du taux d'intérêt serait mise en doute si effectivement une fonction de réaction de *type règle-chocs* s'avérait meilleure qu'une règle-ICM. Ceci discréditerait conjointement le bien-fondé des stratégies fondées sur un Indicateur des Conditions monétaires¹.



Graphique 1. *Choc de change (ϵ_s) et niveau du taux de change (s)*

Enfin, chacune de ces quatre règles sont déclinées en deux versions, puisqu'elles devront réagir successivement à l'inflation de l'indice des prix à la consommation (*Inflation IPC*) d'une part, et à l'inflation domestique² (*inflation dom*) d'autre part.

Méthode de détermination de règles optimales

La détermination de règles optimales repose d'abord sur l'optimisation du vecteur $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ pour chacune des règles considérées. Puis, la comparaison des performances de chacune des règles optimisées permet de déterminer s'il est ou non opportun de réagir au taux de change. Les spécifications étudiées renvoient à des règles simples de type Taylor, par opposition aux règles qui

1. Étant donné les difficultés à concevoir concrètement une *règle-chocs*, dans la mesure où en pratique il est difficile de distinguer les évolutions conformes aux fondamentaux de celles qui ne le sont pas, son étude est davantage motivée par des considérations analytiques que normatives.

2. Le terme d'inflation domestique peut paraître abusif, dans la mesure où s'il est défini par (2) auquel est soustraite la partie relative au taux de change, ce dernier continue d'affecter l'inflation par le biais de l'output gap. Il n'empêche qu'en marge de ce bruit, l'inflation épurée du prix des biens importés constitue une bonne approximation de l'inflation domestique.

dépendraient de l'ensemble des variables d'état du modèle (*look-at-everything rules*). Plus riches en information, ces dernières autorisent une meilleure stabilisation de l'activité et de l'inflation, mais au prix d'une opacité qui tranche fondamentalement avec l'objectif de transparence et de simplicité qui doit normalement découler d'une règle de politique monétaire (cf. Levin, Wieland et Williams [1998]). Qui plus est, eu égard aux objectifs fixés, une règle seulement définie par la réaction des autorités au taux d'inflation, à l'output gap et au taux de change permet de se concentrer sur les propriétés des règles ICM, et par cet intermédiaire d'identifier clairement les seuls effets imputables à l'introduction du taux de change dans une règle monétaire simple. Les règles qualifiées d'optimales par la suite le seront au sein de leur classe, voire, pour la meilleure, parmi les huit classes considérées.

Le critère de performance est évalué à l'aune de la valeur de la fonction de perte des autorités monétaires. De façon usuelle, elle est définie par la somme pondérée des variances inconditionnelles de l'inflation-IPC, de l'output gap et du taux d'intérêt, soit :

$$L = \lambda_{\pi}\sigma_{\pi}^2 + \lambda_y\sigma_y^2 + \lambda_i\sigma_i^2 \quad (13)$$

Woodford ([2003], p. 383) montre qu'une telle fonction de perte peut être obtenue par approximation quadratique de Taylor d'ordre 2 du niveau d'utilité espéré d'un ménage représentatif (à l'équilibre avec anticipations rationnelles) associé à une politique donnée. Cette approximation est acceptable sous certaines conditions. D'abord, les chocs stochastiques doivent être assez faibles. Ensuite, la politique considérée doit renvoyer à un état du monde proche de l'allocation autour de laquelle le développement de Taylor est réalisé. Enfin, les distorsions (qu'il s'agisse de distorsions associées à la concurrence monopolistique, à des taxes ou à la rigidité des prix) qui résisteraient à une politique de stabilité des prix et à l'absence de chocs stochastiques doivent être relativement modestes. Woodford démontre formellement que sous ces conditions, et moyennant un mécanisme d'ajustement des prix à la Calvo, la fonction de perte obtenue par approximation pénalise effectivement les variations de l'inflation d'une part, les écarts de l'activité à son potentiel d'autre part.

De surcroît, la littérature moderne sur les effets réels de la politique monétaire justifie le bien-fondé d'une inflation faible et stable. En particulier, les pertes sèches (*deadweight losses*) dues aux rigidités nominales et aux distorsions de prix relatifs inhérentes légitiment un objectif de stabilité des prix. Ce dernier doit se trouver stabilisé par l'instauration d'un environnement dans lequel les offreurs qui choisissent un nouveau prix ne manifestent jamais la volonté de se démarquer de la moyenne des prix existants. Si c'est le cas, la moyenne des prix déjà établis ne change jamais et les prix nouvellement révisés demeurent constants. En ce sens, la stabilité des prix, érigée au rang d'objectif de politique monétaire, constituerait une condition suffisante à l'absence de dispersions des prix. Woodford démontre que le bien-fondé d'une telle politique de lutte contre l'inflation est robuste à de nombreuses variantes de modèles à prix rigides¹. Conjointement, sa démonstration légitime la prise en compte de l'output gap.

1. Encore faut-il néanmoins que seuls les prix des biens soient rigides et que tous les prix soient identiquement affectés par un choc. Sinon, la fonction de perte est plus complexe et pas directement assimilable à la définition (13).

Concernant finalement la pénalisation de la variation du taux d'intérêt, Woodford montre qu'en présence de frictions au niveau des transactions (avec encaisses réelles dans la fonction d'utilité du ménage représentatif), il se crée un conflit entre pleine stabilisation de l'inflation et volatilité du taux d'intérêt. Le bien-être du ménage représentatif est alors sensible à cette dernière. Qui plus est, même en l'absence d'une telle hypothèse, la contrainte de positivité du taux d'intérêt nominal justifie théoriquement la stabilisation *incomplète* de l'inflation, afin de limiter la variabilité de l'instrument de politique monétaire (cf. Coenen et Wieland [2003]). Enfin, sur le plan purement pratique, il se trouve que le lissage du taux d'intérêt limite l'occurrence de règles « super-actives » qui chercheraient à réagir de façon trop agressive aux chocs et trancheraient très nettement avec le constat empirique récurrent de gradualisme très prononcé des banques centrales.

Ces hypothèses (ici implicites) requises pour faire coïncider la fonction de perte avec la fonction de bien-être social ne sont pas incompatibles avec le modèle présenté précédemment. Par conséquent, l'exercice d'optimisation de règles monétaires à l'aune d'une fonction de perte quadratique du type (13) est permis. Cette fonction présente l'avantage de la simplicité et de la comparaison avec d'autres travaux (l'essentiel de la littérature s'appuie en effet sur une fonction de perte de cette forme).

Les règles optimisées sont donc le résultat d'un arbitrage qui consiste à répondre avec acuité aux déviations des variables ciblées tout en ménageant la volatilité du taux d'intérêt. On suppose que les autorités monétaires attribuent un poids équivalent à la stabilisation de l'inflation et à celle de l'output gap ($\lambda_y = \lambda_\pi = 1$ et $\lambda_i = 0.05$).

Conformément à la méthode des simulations stochastiques, les règles optimales sont celles qui minimisent la perte lorsque l'économie est soumise à une multitude de chocs (non anticipés) sur un nombre donné de périodes et suivant différents scénarii (cf. Artus, Penot et Pollin [1999]). Ces chocs sont censés conserver la même distribution que les chocs historiques, communément assimilés aux résidus des équations estimées d'un modèle. Par définition, les variances des écarts à l'équilibre, autrement dit les variances des chocs du modèle, ne peuvent être déterminées qu'empiriquement. Or, de la même façon qu'il fournit des enseignements utiles quant à la dynamique des principales grandeurs macroéconomiques, un modèle VAR constitue une référence pour déterminer la variance historique des chocs. Ainsi, la matrice des variances-covariances utilisée pour générer les chocs stochastiques correspond-elle à celle d'un modèle VAR intégrant l'ensemble des variables du modèle à deux pays. Concrètement, la matrice diagonale 8×8 admet les valeurs reproduites dans le tableau 2. Signe d'une plus forte volatilité, la variance du choc de change y est particulièrement prononcée.

Tableau 2. *Variance des chocs*

Choc	Variance	Choc	Variance
ε_π^f	0.090	ε_ρ^f	0.180
ε_i^f	0.440	ε_y^f	0.140
ζ_π	0.242	ζ_ρ	0.467
ζ_s	2.159	ζ_y	0.475

Une séquence de chocs déployés sur t trimestres depuis la position initiale d'équilibre (où par définition toutes les variables centrées sont nulles) constitue un scénario. Les variances des variables du modèle sont mesurées par la racine carré de l'écart moyen au carré des variables à leur valeur d'équilibre, quelle que soit la variable x :

$$\sigma_x^2 = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{t=1}^N \left[\left(\frac{1}{S}\right) \sum_{i=1}^S (x_{it})^2 \right]}$$

où x_{it} représente la valeur de la variable x au $t^{\text{ème}}$ trimestre ($t = 1, \dots, N$) aux prises avec le $i^{\text{ème}}$ scénario ($i = 1, \dots, S$). Ainsi, chaque règle est soumise à $N = 40$ simulations $S = 50$ périodes¹.

Résultats pour la zone euro

Concrètement, une fois le modèle écrit sous sa forme espace-état², on cherche la combinaison de coefficients de la règle qui minimise la perte lorsque l'économie est affectée par les séquences de chocs aléatoires. L'étape d'optimisation s'appuie sur l'algorithme BFGS de la procédure *optimum* de Gauss.

Le classement des règles monétaires et celui des variances associées sont répertoriés dans le tableau 3. La partie supérieure du tableau suppose que les autorités monétaires ciblent l'inflation-IPC. Dans la partie inférieure, même si l'inflation-IPC demeure dans la fonction de perte, la Banque centrale est supposée réagir à l'inflation domestique.

Tableau 3. Coefficients optimaux et classement – zone euro

Règle	β_0	β_1	β_2	β_3	Rang	σ_y^2	σ_π^2	σ_i^2
Taylor	0.4653	1.0645	1.4948	–	8	8	8	1
ICM-Ball (1)	0.4679	1.1486	1.6690	0.0466	2	6	6	3
ICM-Ball (2)	0.4607	1.2218	1.7296	0.0435	4	3	3	6
Règle-chocs	0.4664	1.1493	1.6685	0.0252	6	4	5	5
Taylor dom	0.4645	1.0766	1.5166	–	7	7	7	2
ICM-Ball (1) dom	0.4723	1.3122	1.8881	0.0567	1	2	2	7
ICM-Ball (2) dom	0.4545	1.3503	1.9016	0.0546	3	1	1	8
Règle-chocs dom	0.4608	1.1664	1.6536	0.0289	5	5	4	4

1. La méthode des simulations stochastiques est particulièrement chronophage. C'est la raison pour laquelle N n'est pas plus élevé. Ceci étant, 40 scénarii sur 50 périodes permettent déjà d'apprécier la qualité d'une règle sur 2 000 trimestres. En outre, si imprécision il y a sur les pertes (du fait de $N = 40$), on peut raisonnablement admettre que toutes les règles sont soumises à cette même approximation. Le classement qui sera obtenu n'est pas susceptible d'être remis en cause.

2. Cette étape de résolution s'appuie sur Dynare (cf. Juillard [1996]).

Globalement, le coefficient de réaction traduisant le gradualisme des autorités monétaires se situe autour de 0.46. Il est habituel, dans ce genre d'exercice, de trouver une valeur plus faible que celle généralement estimée empiriquement. Comme la pondération assignée à la stabilisation de l'inflation est équivalente à celle de l'output gap dans la fonction de perte, et que la variance du choc de demande est plus forte que celle du choc d'offre, le coefficient de réaction associé à l'inflation est systématiquement plus faible que celui afférent à l'output gap. Ensuite, le fait de prendre en compte le taux de change induit systématiquement une hausse des paramètres β_1 et β_2 par rapport à la référence que constitue la règle de Taylor. La partie supérieure du tableau indique que, conformément à l'attente, le coefficient de réaction au taux de change est relativement faible, puisqu'il se situe entre 0.04 pour les règles *ICM-Ball* et 0.02 pour la *Règle-chocs*. La pondération relative du taux de change par rapport au taux d'intérêt est égale 1/20 selon la règle *ICM-Ball (1)*. Cette valeur est sensiblement plus faible que le ratio de 1/10 usuellement admis, par exemple, pour les États-Unis.

Lorsque la Banque centrale réagit non plus à l'inflation-IPC mais à l'inflation domestique, les coefficients de réaction optimaux de la règle de Taylor augmentent très faiblement ($\beta_1 = 1.07$ et $\beta_2 = 1.51$). C'est davantage du côté des règles prenant explicitement en compte le taux de change que des évolutions sont notables. En particulier, le paramètre β_3 augmente, conformément à l'attente, puisque la majeure partie de la réaction au taux de change s'y trouve concentrée¹. Par exemple, le coefficient de réaction β_3 passe de 0.0466 à 0.0567 avec la règle *ICM-Ball (1) dom*, soit une hausse d'environ 20 %. En revanche, les implications sur β_1 et β_2 sont *a priori* indéterminées. Comme l'inflation domestique est moins volatile, les autorités monétaires peuvent juger inutile de se montrer aussi agressives qu'à l'égard de l'inflation-IPC. Mais, parallèlement, comme l'inflation (domestique) est plus facile à contrôler, les autorités peuvent profiter de cette moindre volatilité pour réagir avec davantage de vigueur. Il semble que ce second effet domine, puisque les coefficients de réaction β_1 et β_2 augmentent systématiquement par rapport aux cas précédents. La BCE devrait donc être globalement plus agressive si elle réagissait à l'inflation domestique plutôt qu'à l'inflation-IPC.

La sixième colonne du tableau 3 rapporte le classement des huit règles monétaire². Étant donné l'impact limité du taux de change sur l'inflation, il indique que c'est davantage le type de règle monétaire, plutôt que l'arbitrage entre inflation-IPC et inflation domestique, qui s'avère déterminant. La symétrie entre les deux parties du tableau est à cet égard éloquente. Ainsi, la meilleure règle monétaire est la règle *ICM-Ball (1) dom*, suivie par *ICM-Ball (1)*. En troisième position, la règle *ICM-Ball (2) dom* précède son double exprimé en termes d'inflation-IPC. Cet enchaînement vaut pour les quatre classes de règles monétaires étudiées. Fortes d'une information supplémentaire, les fonctions de réaction où figure le

1. Dans ce cas, par définition, β_1 n'implique plus de réaction aux prix des biens importés.

2. Les différences en termes de valeur de la fonction de perte, comprise entre 2.39 et 1.41, sont minimes. Ceci reflète, d'une part, la faible différence conceptuelle entre les huit règles monétaires étudiées ; un seul terme est ajouté par rapport à la règle de Taylor et, comme l'impact du change sur l'offre et la demande est limité, la valeur de β_3 n'est pas suffisamment élevée pour apporter une modification de taille. D'autre part, la présence des anticipations rationnelles, associée à l'importance des termes prospectifs dans l'équation d'offre et de demande globales (α_y et γ_r), tendent à resserrer les écarts d'une règle à une autre, par le biais du canal des anticipations.

taux de change permettent de mieux stabiliser l'inflation et l'output gap, tout en ménageant la volatilité des taux d'intérêt. L'amélioration est toutefois de faible ampleur. Ce résultat rejoint les conclusions de Ball [1999], Svensson [2000], Batini, Harrison et Millard [2001] et Taylor [2001].

Les deux règles de Taylor sont les moins aptes à stabiliser l'output gap et l'inflation. Leur seul avantage est de mesurer les variations des taux d'intérêt, ce qui limite en retour la volatilité du taux de change, mais au détriment de la stabilité de l'inflation et de l'output gap. À l'opposé, c'est la règle *ICM-Ball (2) dom* qui parvient le mieux à restreindre σ_y^2 et σ_π^2 , mais au prix d'une très forte volatilité du taux d'intérêt.

Enfin, le dernier point marquant concerne les *règles-chocs*. Rappelons qu'elles se distinguent des règles-ICM par le fait d'ignorer la dimension *instrument* du taux de change, puisqu'elles ne réagissent qu'aux *chocs* de change. Elles ne présentent pas de meilleures performances que les règles ICM. Ceci confirme qu'en réagissant explicitement au taux de change, la Banque centrale européenne tirerait profit du canal – indirect – de transmission de politique monétaire qui transite par le taux de change.

Généralisation à une économie « plus » ouverte

Afin d'apporter un éclairage supplémentaire sur la stratégie optimale de politique monétaire en économie ouverte, le même exercice est réalisé cette fois-ci pour le compte d'une économie plus ouverte que la zone euro. Concrètement, le modèle et les valeurs des paramètres demeurent identiques, à l'exception des coefficients α_s et γ_s qui passent de 0.004 à 0.02. Ce faisant, l'inflation-IPC et l'output gap deviennent beaucoup plus sensibles aux évolutions du taux de change¹. La robustesse des résultats précédents est confrontée à l'aune de cette nouvelle configuration. Suivant la même procédure, les coefficients de réaction optimaux et le classement des règles sont reproduits dans le tableau 4.

Tableau 4. Coefficients optimaux et classement – Économie plus ouverte

Règle	β_0	β_1	β_2	β_3	Rang	σ_y^2	σ_π^2	σ_i^2
Taylor	0.4564	1.7825	1.2531	–	6	7	6	2
ICM-Ball (1)	0.4744	2.5669	1.8525	0.1258	1	3	2	7
ICM-Ball (2)	0.4592	2.5160	1.7696	0.1212	2	2	3	6
Règle-chocs	0.4625	1.9385	1.4027	0.0872	4	4	4	5
Taylor dom	0.4535	1.1394	0.8143	–	8	8	8	1
ICM-Ball (1) dom	0.4789	2.7805	2.0034	0.1959	3	1	1	8
ICM-Ball (2) dom	0.4606	1.7832	1.2728	0.0886	7	6	7	3
Règle-chocs dom	0.4595	1.7600	1.2884	0.1244	5	5	5	4

1. Les nouveaux paramètres α_s et γ_s sont alors proches de ceux fixés par Batini et Nelson [2001] pour le Royaume-Uni.

Comme dans le cas précédent, β_0 est globalement proche de 0.46. Les coefficients de réaction à l'inflation et l'output gap de la règle *Taylor* sont en revanche plus élevés, qui plus est lorsque le taux de change constitue un argument de la règle. Dans ce cas, comme le degré d'ouverture de l'économie est plus large, la réaction au taux de change est beaucoup plus importante. β_3 atteint 0.19 par exemple dans le cadre de la règle *ICM-Ball (1) dom*. Le passage à l'inflation domestique a des effets plus ambigus que dans la configuration précédente, dans la mesure où il n'y a pas d'accroissement systématique des coefficients de réaction optimaux (y compris de β_3 pour la règle *ICM-Ball (2) dom*). Seule *ICM-Ball (1) dom* respecte intégralement le schéma précédent.

Il apparaît, cette fois-ci, que la nature de l'inflation ciblée (IPC ou domestique) est plus importante que le type de règle. En effet, la partie supérieure du tableau, correspondant à une configuration où les autorités monétaires répondent à l'inflation-IPC, abrite les première, deuxième et quatrième meilleures règles.

Une seconde classification peut être établie en termes de classe de règles : les deux versions de *ICM-Ball (1)* (qui se positionnent en première et en troisième place) se révèlent particulièrement propices à une bonne stabilisation de l'économie, comme dans le cadre de la zone euro. En effet, d'après le classement des variances, *ICM-ball (1) dom* présente la meilleure stabilisation de l'inflation et de l'output gap. Mais son caractère agressif (β_1 et β_2 élevés), s'il permet de limiter les effets des chocs, implique un usage si vigoureux du taux d'intérêt que cette règle ne se place finalement qu'en troisième position. Un peu moins ambitieuse en termes de stabilisation de l'inflation et de l'activité, la règle *ICM-Ball (1)* s'avère pourtant la plus robuste, notamment grâce à un contrôle rigoureux des variations de prix et une moindre volatilité des taux d'intérêt. La règle *ICM-Ball (2)* présente un profil similaire, à la différence qu'elle permet une meilleure stabilisation de l'activité. Comme dans la configuration zone euro, les règles de Taylor se montrent peu efficaces : la faible volatilité des taux d'intérêt témoigne d'un comportement trop timoré pour parvenir à une stabilisation acceptable des variables objectifs. Enfin, une nouvelle fois, les *règles-chocs* ne dominent pas les règles-ICM.

Cette section permet donc de montrer qu'en économie ouverte (même peu ouverte), les règles de Taylor sont systématiquement dominées par des règles monétaires réagissant explicitement au taux de change, et plus précisément au niveau du taux de change. Par conséquent, comme l'indiquent Smets [1997] et Ball [1999], la stratégie optimale de politique monétaire devrait être fondée sur une règle-ICM. Comme en témoigne l'infériorité des règles ne réagissant qu'aux *chocs* de parité, la dimension *instrument* du taux de change ne peut être ignorée par les banques centrales, y compris par la BCE.

SENSIBILITÉ DES RÈGLES MONÉTAIRES À LA NATURE DES CHOCS

De nombreux travaux indiquent que la réponse des banques centrales aux prix d'actifs doit être conditionnelle à la nature des chocs, qu'il s'agisse des cours boursiers, immobiliers (Dor et Durré [2001], Artus [1998]) ou du taux de change (Smets [1997], Gerlach et Smets [2000]). Selon ces travaux, une réponse systé-

matique aux variations du taux de change peut s'avérer inutile, voire contre-productive, selon qu'une économie est plus ou moins encline à des chocs d'offre, de demande ou financiers. En fait, seuls ces derniers imposent une réponse directe au taux de change : le cas échéant, les autorités doivent mener une politique de *neutralisation*. Si l'ICM observé se définit comme $i_t^* + \beta_3 s_t$, alors une appréciation du taux de change à ICM^{opt} inchangé requiert une baisse du taux directeur, telle que $\Delta i_t^* = -\beta_3 \Delta s_t$. Toutefois, ces analyses s'appuient pour l'essentiel sur des modèles statiques qui ignorent les délais d'impact des chocs et des variables les unes sur les autres.

La seule démonstration en dynamique est apportée par Cecchetti, Genberg, Lipsky et Wadhvani [2000]. Ils comparent les propriétés stabilisatrices d'une règle de Taylor et d'une règle de type *ICM-Ball (1)*. Leurs simulations indiquent que si la seconde est particulièrement adaptée pour répondre à un choc financier (choc de change), la première est préférable en cas de choc de demande. Mais les auteurs se contentent d'ajouter un terme ($\beta_3 s_t$) à la règle de Taylor, sans l'optimiser, ni même réoptimiser les coefficients de réaction associés à l'inflation et à l'output gap. Or, les résultats figurant dans les tableaux 3 et 4 montrent très clairement que le fait de passer d'une règle de Taylor à une règle intégrant explicitement le taux de change entraîne une révision de la valeur optimale des paramètres β_1 et β_2 . Leur démonstration est donc trompeuse, puisqu'il est toujours possible, en partant d'une règle de Taylor et en ajoutant un terme de taux de change (moyennant des coefficients de réaction *ad hoc*), de montrer que la règle obtenue n'est pas robuste à différents types de chocs.

En effet, considérons par exemple la règle de Taylor optimale déterminée pour la zone euro avec $\beta_0 = 0.4653$, $\beta_1 = 1.0645$ et $\beta_2 = 1.4948$, et comparons-la à une règle ICM *ad hoc*, qui admettrait les mêmes valeurs, plus un terme de taux de change, avec β_3 fixé arbitrairement à 0.10. Ces deux règles sont soumises successivement à un choc de demande et à un choc de change¹. Le tableau 5 rapporte les valeurs des fonctions de perte obtenues sur les vingt-cinq premières périodes.

Tableau 5. *Taylor vs ICM-Ball (1) ad choc : valeur de la perte*

Règle	Choc de demande	Choc de change
Taylor	0,6995	0,0206
ICM-Ball ad choc	0,7427	0,0199

Comme Cecchetti *et al.* [2000], ce tableau permet de montrer que si la prise en compte explicite du taux de change permet de mieux stabiliser l'économie suite à un choc de change, sa présence est contreproductive en cas de choc de demande. Le graphique 2 illustre clairement ce résultat. La hausse de l'output gap requiert un resserrement de la politique monétaire. Mais ce choc s'accompagne d'une appréciation du taux de change (du fait de la hausse courante et anticipée du taux d'intérêt). Par conséquent, si la Banque centrale répond directement au taux de

1. Conformément à la matrice des variances / covariances, le choc de demande correspond à $\zeta_d = 0.475$ et le choc de change à $\zeta_c = 2.159$. Les chocs sont amorcés à l'équilibre.

change, l'augmentation du taux d'intérêt nécessaire et justifiée par la progression de l'output gap (et de l'inflation dans son sillage) est partiellement contrebalancée par la hausse du taux de change. Or cette appréciation exigerait plutôt un assouplissement de la politique monétaire. Au final, en réagissant au taux de change, la politique monétaire se montre insuffisamment restrictive ; l'inflation et l'output gap s'élèvent davantage que dans le cadre d'une règle de Taylor, et retrouvent moins rapidement l'équilibre. Cet exemple suggère qu'il existerait donc un risque de *conflit d'objectif* : lorsque les autorités monétaires ciblent le taux de change, elles se détournent de leur objectif premier de stabilité des prix et de l'activité.

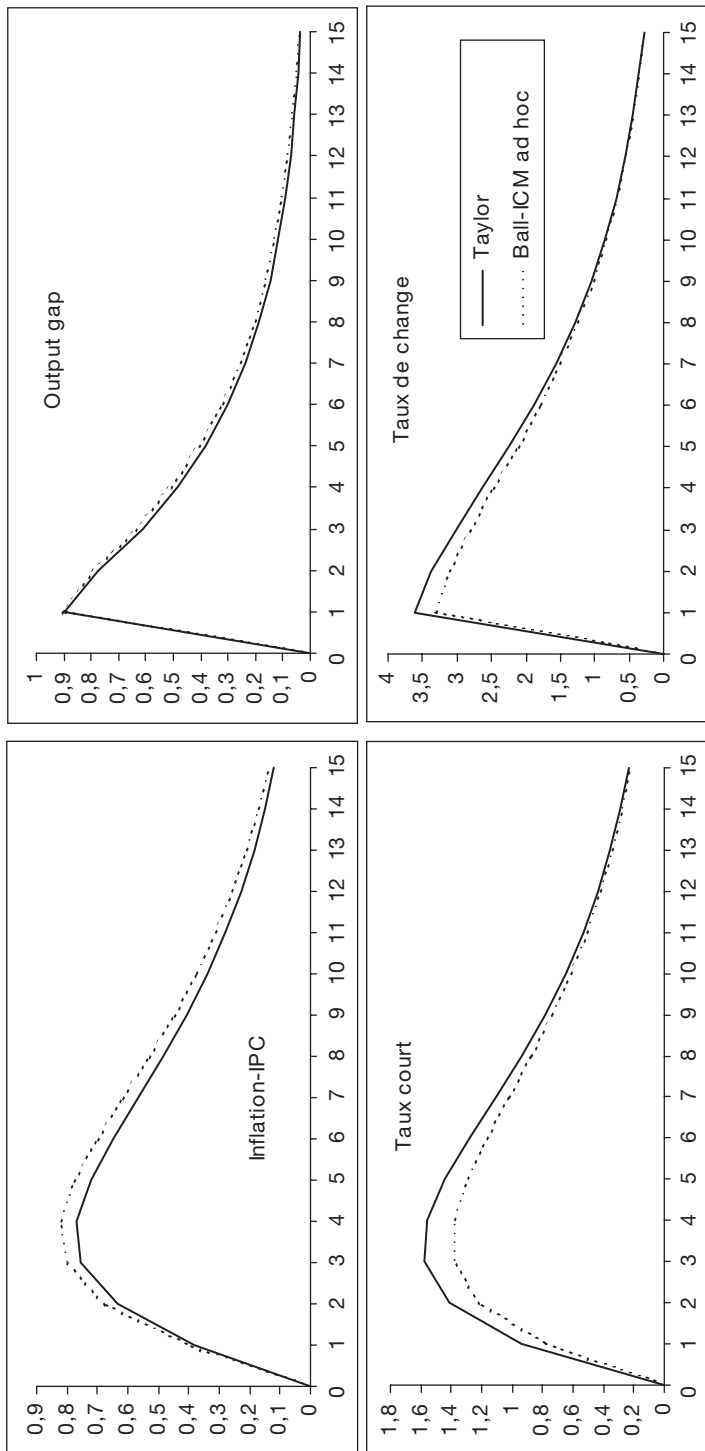
Ce n'est donc pas tant le risque de conflit d'objectif qui est discutable, mais la méthode employée par Cecchetti *et al.* [2000] pour le démontrer. Comme la prise en compte du taux de change altère les valeurs optimales des autres coefficients de réaction, l'examen de la qualité de chacune des règles optimales à l'aune de différents chocs n'est pas aussi directe que ce qu'ils suggèrent. C'est ce que montre par exemple le graphique 3 qui compare les évolutions des variables domestiques du modèle soumis au même choc de demande, sous l'égide des règles *Taylor dom* et *ICM-Ball (1) dom* optimales. La hausse initiale de l'output gap invite les autorités monétaires à se montrer plus restrictives. Or, en référence au cas précédent, on s'attendrait à ce que l'appréciation du taux de change – prise explicitement en compte par la règle *ICM-Ball (1) dom* – infléchisse au moins partiellement cette volonté. En fait, cet effet est largement contrebalancé par la présence d'un coefficient de réaction optimal β_2 supérieur dans le second cas ($1.8881 > 1.5166$). Par conséquent, la hausse du taux d'intérêt est plus forte avec la règle *ICM-Ball (1) dom*, tant et si bien qu'au final, la règle qui réagit explicitement au taux de change est meilleure que la règle de Taylor.

Bien que le résultat soit opposé, l'ambiguïté se pose dans les mêmes termes en cas de choc d'offre. Comme le montre le graphique 4, la plus forte agressivité de la Banque centrale à l'égard de l'inflation ($\beta_1 = 1.3122 > 1.0766$) fait de nouveau plus que compenser l'assouplissement induit par l'appréciation du taux de change. Certes, au final, la règle *ICM-Ball (1) dom* stabilise moins convenablement l'inflation et l'output gap que la règle *Taylor dom*, mais il n'est pas possible d'incriminer ici un conflit d'objectif, puisque le fait de réagir au taux de change ne détourne pas, à proprement parler, la Banque centrale de son principal objectif. Dans ce cas, ce sont essentiellement les valeurs distinctes des coefficients β_1 qui expliquent les différences de résultats entre les deux règles, et en particulier l'agressivité excessive des autorités monétaires lorsqu'elles suivent la règle *ICM-Ball (1) dom*.

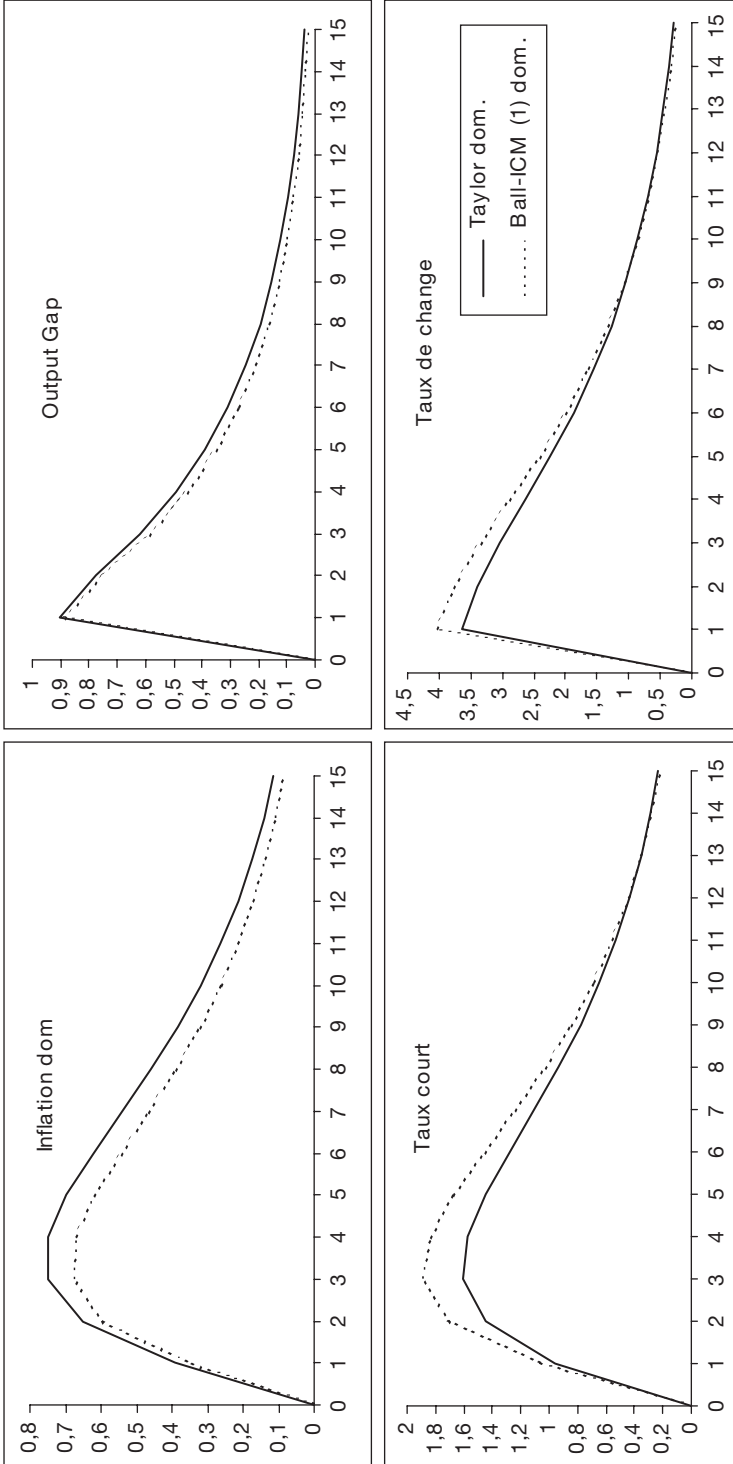
Par conséquent, la capacité des règles à stabiliser l'économie suivant la nature des chocs n'est pas du seul ressort de la prise en compte du taux de change, mais de l'ensemble des modifications qu'elle impose. L'interprétation des différences entre chaque règle, dans la mesure où celles-ci ne se résument pas au seul conflit d'objectif, s'avère plus subtile que ce que suggèrent Cecchetti *et al.* [2000] et les modèles statiques.

D'autant plus qu'une seconde difficulté se greffe à la question de la réoptimisation des coefficients de réaction : l'existence d'une relation circulaire entre le taux d'intérêt et le taux de change. Dans le cadre des règles-ICM, le taux d'intérêt répond aux évolutions du taux de change, qui sont elles-mêmes en partie déterminées par l'orientation courante et anticipée de la politique monétaire. Cet argument peut être illustré par le graphique 5 qui reproduit

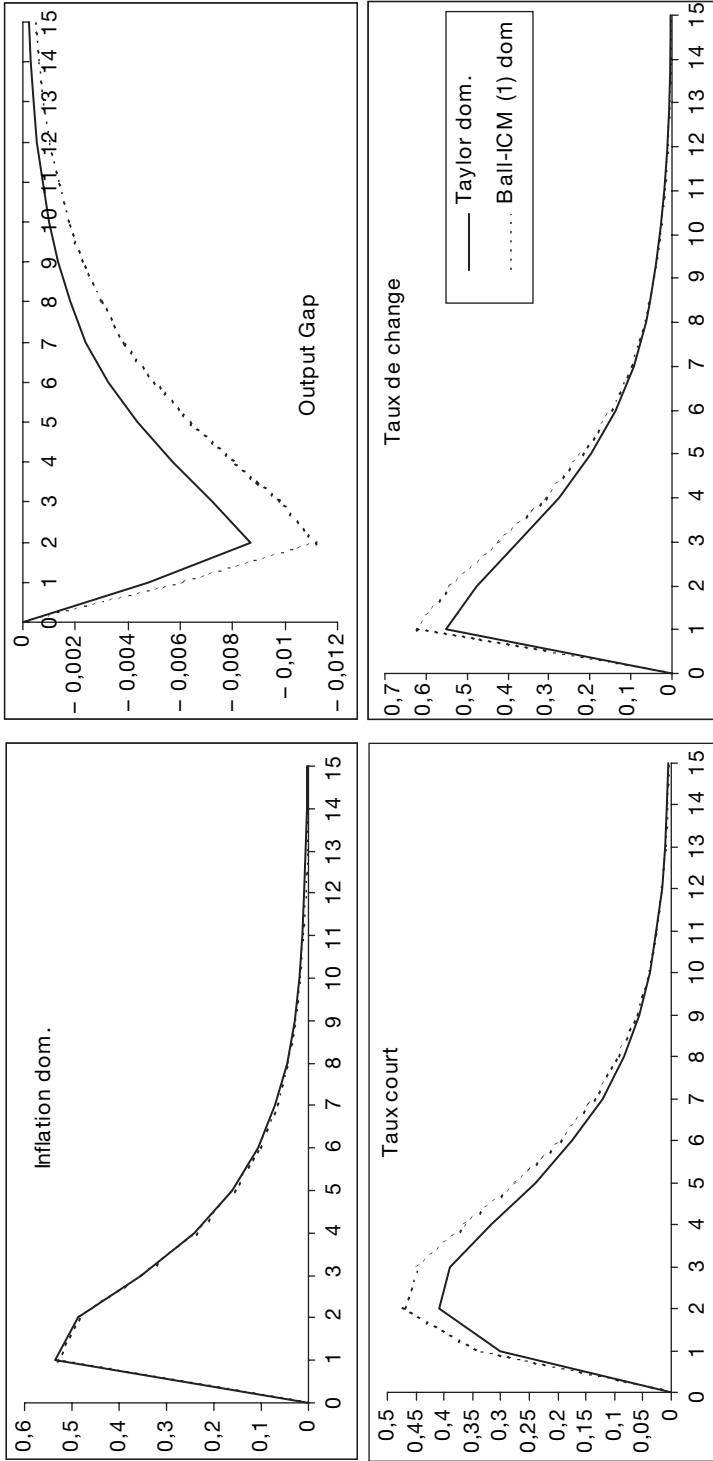
Graphique 2. Taylor vs Règle-ICM (1) ad hoc : conflit d'objectif (choc de demande)



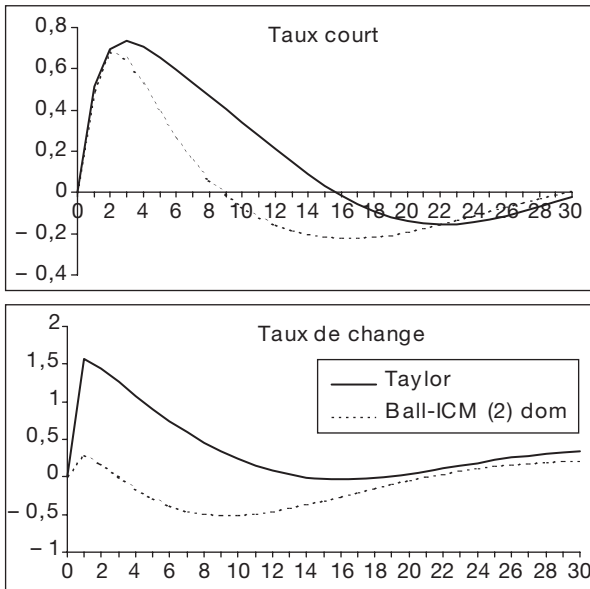
Graphique 3. Taylor dom vs ICM-Ball (1) dom. (choc de demande) – zone euro



Graphique 4. Taylor dom vs ICM-Ball (2) dom. (choc d'offre) – zone euro



l'évolution du taux d'intérêt et du taux de change avec les règles *Taylor* et *ICM-Ball (2) dom*, suite à un choc d'offre, dans le cadre de l'économie « plus » ouverte. Comme ce choc s'accompagne d'une appréciation de la valeur de la monnaie domestique, les autorités monétaires attachées à la règle *ICM-Ball (2) dom* sont amenées à modérer la hausse (initialement nécessaire) des taux directeurs. Ainsi, la hausse du taux de change s'en trouve à son tour amoindrie¹. Or, cette moindre appréciation limite le risque de conflit d'objectif, puisqu'elle permet en retour à la Banque centrale de se concentrer essentiellement sur l'inflation. Néanmoins, de façon générale, la circularité entre taux d'intérêt et taux de change est difficile à cerner, puisque délicate à isoler des différences attribuables à la valeur des coefficients de réaction optimaux.



Graphique 5.
Taylor vs icm-Ball (2)
dom (chocs d'offre) –
Économie « plus »
ouverte

Le tableau 6 classe les huit règles optimales suivant leur aptitude à corriger trois types de chocs : choc d'offre (ζ_π), de demande (ζ_y) et de change (ζ_s). Concrètement, ces chocs sont simulés successivement à la première période. La fonction de perte est calculée sur les vingt-cinq premiers trimestres. Sans surprise, étant donné les remarques précédentes, les résultats sont beaucoup moins tranchés que ce que suggèrent Cecchetti *et al.* [2000]. Il n'est

1. Les coefficients de réaction des deux règles comparées sont équivalents (taux de change mis à part), puisque β_1 vaut 1.78 dans les deux cas, et β_2 vaut 1.25 pour la règle *Taylor* contre 1.27 pour la règle *ICM-Ball (2) dom* (cf. tab. 4). Ceci permet de neutraliser les écarts imputables aux différences de coefficients de réaction et de se concentrer sur les seuls effets qui relèvent de l'intégration du taux de change. Au lieu de cela, les écarts observés sont essentiellement dus à la prise en compte explicite du taux de change.

effectivement pas possible d'affirmer que les règles de Taylor sont plus appropriées pour répondre à des chocs réels, ni que les règles-ICM le sont sans conteste pour les chocs de nature financière¹. Le même exercice, répété dans le cadre d'une économie plus ouverte ($\alpha_s = \gamma_s = 0.02$), n'autorise aucune généralisation quant à l'opportunité d'une réponse aux mouvements du change selon l'origine du choc.

Ces simulations s'avèrent donc peu concluantes sur la nécessité de prendre ou non en compte le taux de change suivant la nature des chocs. Pas plus qu'ils ne certifient la supériorité d'une règle de Taylor sur une règle-ICM pour amortir l'impact d'un choc d'origine réelle, les résultats ne garantissent la supériorité des règles réagissant au taux de change pour atténuer les effets d'un choc financier. Il reste que l'incertitude, qui entoure les stratégies fondées sur des règles-ICM, est susceptible de poser davantage de problèmes. Ce point est étudié dans la section suivante.

Tableau 6. Classement des règles optimales suivant la nature des chocs

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	Choc de change
Taylor	1	7	4
ICM-Ball (1)	2	6	5
ICM-Ball (2)	4	2	1
Règle-chocs	3	3	3
Taylor dom	5	8	8
ICM-Ball (1) dom	7	4	6
ICM-Ball (2) dom	8	1	2
Règle-chocs dom	6	5	7

SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS À L'INCERTITUDE SUR LE TAUX DE CHANGE D'ÉQUILIBRE.

Jusqu'à présent, l'incertitude n'a porté que sur les chocs exogènes affectant l'économie. Or les banquiers centraux sont en pratique confrontés à une incertitude supplémentaire concernant la mesure de certaines variables, soit sujettes à révision (PIB, NAIRU, etc.), soit directement inobservables (*cf.* Detken, Dieppe,

1. Le fait que la règle *ICM-Ball (1)* ne se place pas dans le haut du classement n'est pas paradoxal. L'exercice des simulations stochastiques revient à faire subir au modèle une multitude de chocs à chaque période, ce qui induit une forte volatilité du taux de change, non seulement parce qu'il réagit fortement et instantanément aux *news*, mais aussi parce que la variance des chocs de change est elle-même très élevée. En outre, seuls trois des huit chocs envisagés dans les simulations stochastiques sont considérés ici. Dans ces conditions, une règle qui implique une réaction au *niveau* du taux de change favorise la stabilité du modèle. En comparaison, quand seul un choc de change est simulé en début de période, la volatilité du taux de change est amoindrie et ce dernier rejoint rapidement sa valeur d'équilibre (ω_s est faible). Comme le change intervient en différence première dans les équations d'offre et *IS*, son impact est finalement limité et les règles de type *ICM-Ball (2)* s'avèrent naturellement plus satisfaisantes.

Henry, Smets et Marin [2002], Levin et Williams [2003], Orphanides [1998] par exemple). La section 2 a montré qu'en économie ouverte, il est optimal de réagir au niveau du taux de change. Mais ce résultat s'insère dans un cadre abusivement favorable où les autorités monétaires sont censées connaître la valeur d'équilibre du taux de change. L'expérience indique qu'au contraire il est particulièrement difficile de déterminer cette référence. Cecchetti *et al.* [2000] indiquent que, suivant la méthode retenue, la parité £ / DM par exemple se situerait entre 2.37 et 2.60 d'après la parité des pouvoirs d'achat, tandis que, selon l'approche de l'équilibre fondamental du taux de change, cette fourchette serait plus basse (2.04 à 2.44).

Dans le modèle, les variables sont exprimées en écart par rapport à l'équilibre. Autrement dit, la variable taux de change (s_t) correspond à l'écart entre la valeur observée \tilde{s}_t et la référence \bar{s}_t qui sert de cible, telle que $s_t \equiv \tilde{s}_t - \bar{s}_t$. On suppose à présent que les autorités monétaires ignorent la valeur d'équilibre du taux de change et se contentent de l'évaluer. Ce faisant, elles déterminent un proxy de \bar{s}_t , noté \hat{s}_t . Comme elles commettent une erreur (non systématique), la « vraie » valeur du taux de change d'équilibre correspond à la valeur estimée par les décideurs plus une erreur de mesure de moyenne nulle et de variance σ_{error}^2 :

$$\bar{s}_t = \hat{s}_t + error_t \quad (14)$$

Combinée à la définition de s_t , on obtient :

$$s_t \equiv \tilde{s}_t - \hat{s}_t - error_t \quad (15)$$

La Banque centrale continue de cibler l'écart entre l'observé (\tilde{s}_t) et la cible supposée (\hat{s}_t). En passant le terme d'erreur à gauche de l'équivalence, la différence $\tilde{s}_t - \hat{s}_t$ coïncide avec la variable ciblée jusqu'à présent (s_t) auquel s'ajoute un bruit, soit $s_t + error_t$. Partant, la règle *ICM-Ball (1)* devient :

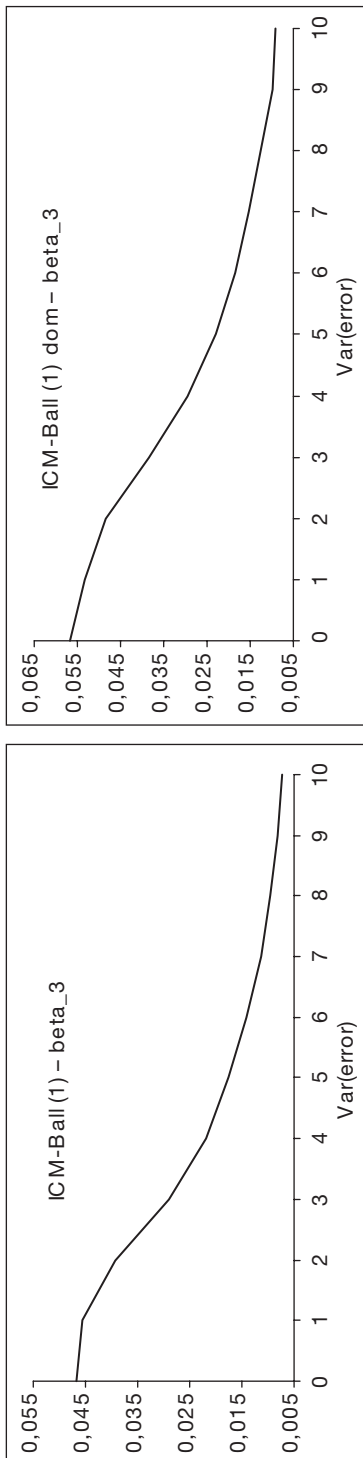
$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 - \beta_0) \{ \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t - \beta_3 (s_t + error_t) \} \quad (16)$$

D'un point de vue théorique, la prise en compte de l'incertitude devrait générer un *effet d'atténuation*, c'est-à-dire une baisse du coefficient portant sur la variable mesurée avec erreur (Lebihan et Sahuc [2002]). La Banque centrale devrait être moins agressive qu'en univers certain. Cet effet est proche du principe de conservatisme de Brainard [1967], à la différence près que ce dernier se réfère plus précisément à une incertitude portant sur les paramètres du modèle.

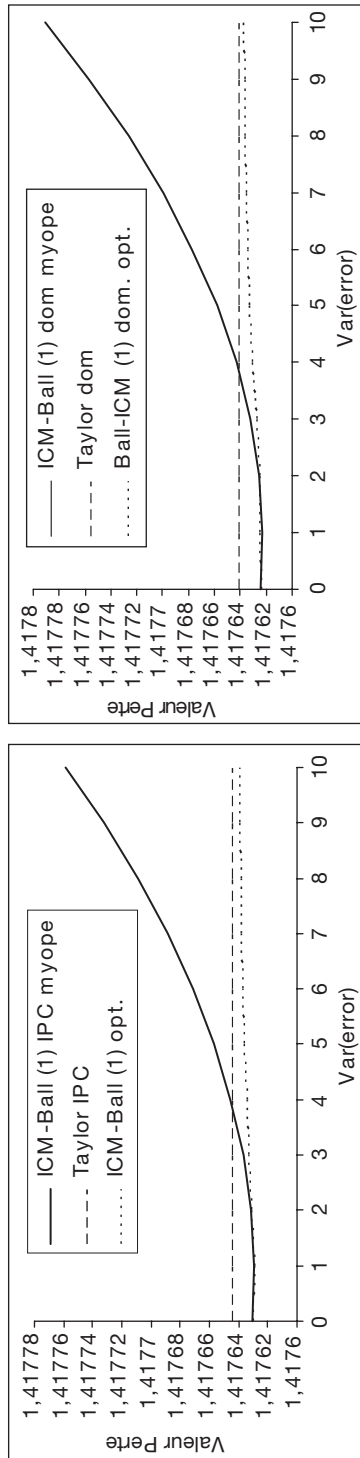
Concrètement, pour étudier l'impact de l'incertitude portant sur la valeur de référence du taux de change, la matrice des variances-covariances du modèle est augmentée d'un rang, avec σ_{error}^2 . Les règles *ICM-Ball (1)* et *ICM-Ball (1) dom* sont de nouveau optimisées en faisant varier la variance¹ de l'erreur entre 1 et 10. Le graphique 6 montre très clairement que le coefficient optimal de réaction au taux de change décroît avec l'incertitude. Par exemple, dans le cadre de *ICM-Ball (1)*, β_3 chute de plus de 15 % quand la variance de l'erreur de mesure passe de 0 à 2, et tend vers zéro en cas d'incertitude extrême. Le coefficient de réaction portant sur le taux de change dessine le même profil décroissant dans la règle *ICM-Ball (1) dom*. Les autres paramètres de la règle ne sont pas affectés par ces modifications.

1. $\sigma_{error}^2 = 0$ correspond à la configuration de base étudiée dans la section 2.

Graphique 6. Évolution de β_3 avec l'incertitude – zone euro



Graphique 7. Évolution de la perte en fonction de l'incertitude – zone euro



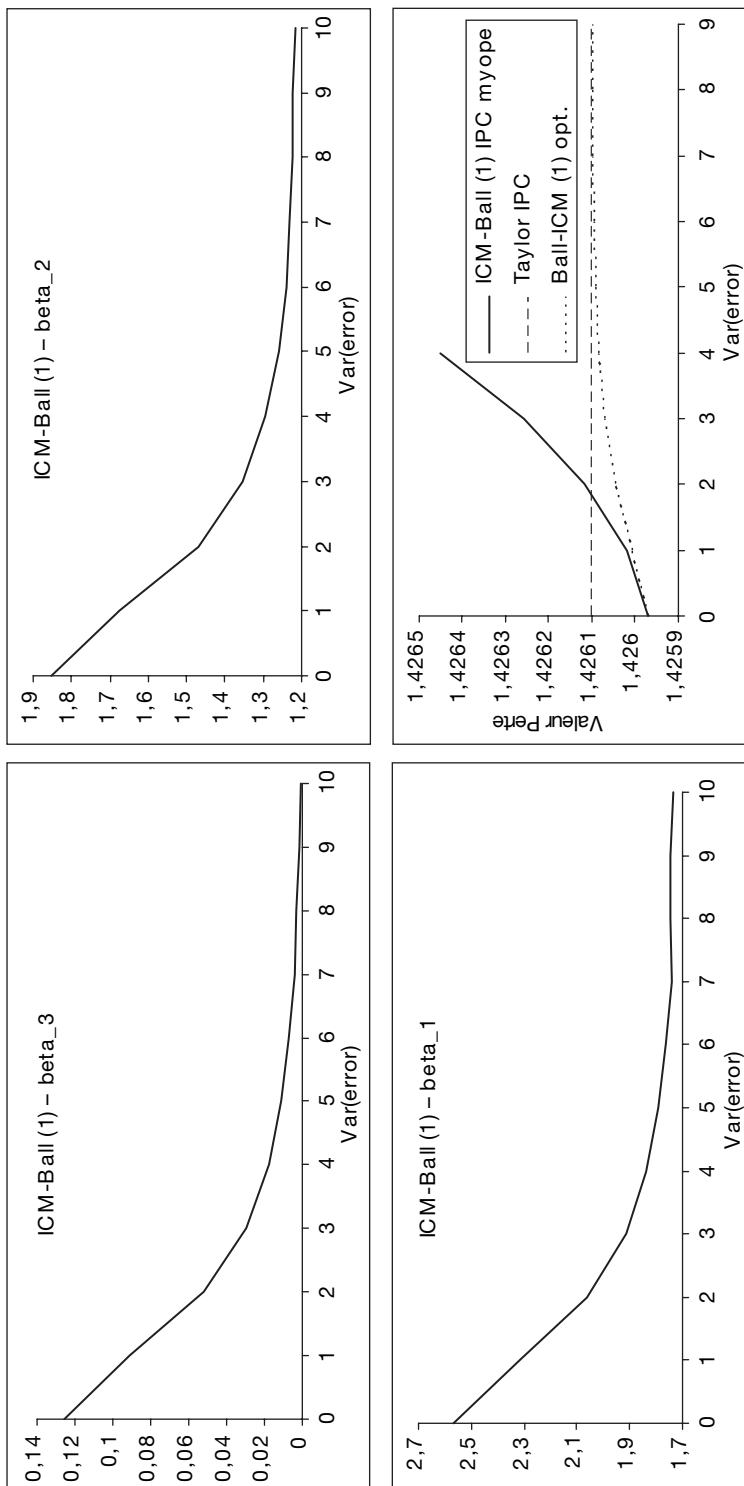
Le graphique 7 fournit deux enseignements complémentaires. D'une part, le risque majeur est que les banquiers centraux appliquent le principe d'équivalent certain et continuent à se comporter suivant la règle *ICM-Ball (1)* jugée optimale dans la section 2, avec $\beta_3 = 0.046$. Dans ce cas, la perte de cette règle qualifiée de *myope* explose, tant et si bien qu'elle dépasse celle enregistrée par la règle de Taylor optimale pour une incertitude même moyennement forte ($\sigma_{error}^2 = 4.0$). D'autre part, quand bien même le banquier central prendrait en compte l'incertitude, la perte enregistrée avec la règle *ICM-Ball (1)* rejoint asymptotiquement celle obtenue avec la règle de Taylor optimale. Deux effets expliquent cette convergence. Le premier a trait à la chute de β_3 vers zéro. Le second est lié à la forte volatilité du taux d'intérêt (induite par la variance de l'erreur en dépit de la réoptimisation du coefficient β_3) qui pèse lourdement sur la perte, et qui nuit aussi à la stabilisation de l'inflation et l'output gap. Ces résultats valent aussi pour la règle *ICM-Ball (1) dom*.

L'effet d'atténuation est encore plus marqué dans la configuration d'une économie « plus ouverte », comme le montre le graphique 8. La chute du coefficient β_3 de la règle *ICM-Ball (1)* est plus pentue encore que dans le cas de la zone euro. Par exemple, sa valeur est divisée par deux quand la variance de l'erreur passe de 0 à 2. De plus, cette fois-ci, l'erreur de mesure amène la Banque centrale à se montrer globalement plus prudente, puisque même les coefficients portant sur l'inflation et l'output gap diminuent, passant par exemple respectivement de 2.56 à 1.91 et de 1.85 à 1.35 quand la variance de l'erreur passe de 0 à 3. À la différence de β_3 , β_1 et β_2 ne tendent pas vers zéro, mais plutôt vers les valeurs optimales de la règle de Taylor. Cette plus forte sensibilité se manifeste clairement sur le dernier cadran du graphique 8. La perte assignée à la règle *ICM-Ball (1) myope* coupe plus tôt qu'auparavant celle afférente à la règle de Taylor optimale, et explose littéralement par la suite. Ce résultat est particulièrement éloquent puisqu'il implique que, si les autorités négligent l'incertitude, la règle *ICM-Ball (1)* s'avère moins performante que la règle de Taylor, et ce quand bien même la variance de l'incertitude (par exemple égale à 2) serait inférieure à la variance du choc de change (2.159). Dans la même veine, les performances stabilisatrices de la règle *ICM-Ball (1)* rejoignent plus nettement et rapidement (et non plus seulement asymptotiquement) celles de la règle de Taylor optimale. Les résultats sont qualitativement comparables avec la règle *ICM-Ball (1) dom*.

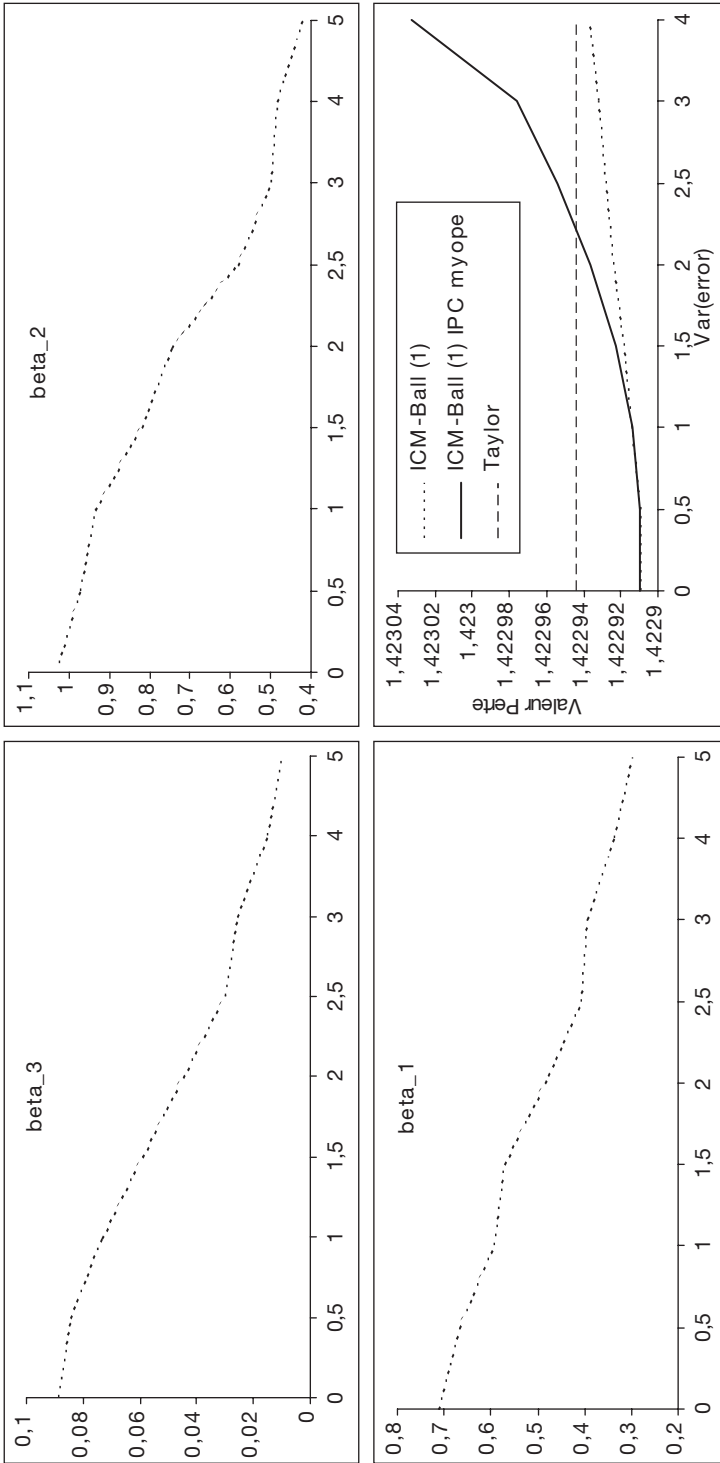
Ainsi, une Banque centrale qui fonde sa politique monétaire sur un ICM s'expose à des erreurs de mesure provenant de l'évaluation approximative de la cible de change. Cette incertitude est d'autant plus problématique que l'économie est fortement ouverte. Elle se manifeste alors non seulement par une chute de β_3 , mais aussi par une diminution des autres coefficients de la règle. Au final, la politique monétaire est moins réactive, et le bénéfice procuré initialement par la réaction explicite au taux de change (par rapport à une règle de Taylor) se trouve annihilé. La règle optimale tend alors à être une règle de Taylor, sans référence directe au taux de change.

En dernier lieu, l'ensemble de ces résultats est réexaminé dans une configuration telle que la variance du taux de change est intégrée dans la fonction de perte de la BCE. Les principaux résultats obtenus sont les suivants. D'abord, cette transformation induit une diminution des coefficients de réaction associés au taux d'inflation et à l'output gap et un accroissement de celui afférent au taux de change. Une nouvelle fois, les règles *ICM-Ball (1)* s'avèrent être les meilleures

Graphique 8. ICM-Ball (1) et incertitude – Économie « plus » ouverte



Graphique 9. ICM-Ball (1) et incertitude (ZE) – σ_s^2 dans la perte



parmi celles considérées. Ensuite, il n'est toujours pas possible d'affirmer la supériorité des règles de Taylor en cas de choc réel, ni celle des règles-ICM en cas de chocs financiers.

Enfin, l'incertitude s'avère être plus décisive encore que si la fonction de perte n'intégrait pas la volatilité du taux de change. C'est ce que suggère le graphique 9. D'une part, elle pousse les autorités à se montrer encore moins réactives. Non seulement β_3 chute, mais c'est aussi le cas de β_1 et β_2 . D'autre part, la non-prise en compte de cette incertitude s'avère être plus préjudiciable que dans la configuration précédente. En effet, la perte enregistrée par une règle « ICM myope » devient supérieure à celle délivrée par la règle de Taylor optimale, quand bien même la variance de l'incertitude serait égale ou proche de celle du choc lui-même. On retrouve alors pour la zone euro les traits d'une économie plus fortement ouverte : il n'est pas nécessaire de supposer une incertitude extrême, loin s'en faut, pour que la règle ICM optimale rejoigne la règle de Taylor optimale et que la négligence de cette incertitude soit fortement pénalisante. Naturellement, cette conclusion n'en est que renforcée dans le contexte d'une économie « plus » ouverte.

CONCLUSION

L'observation des interférences du taux de change sur les conditions monétaires désirées par les autorités monétaires européennes montre clairement que, de façon générale, les banques centrales ne peuvent se permettre de négliger l'évolution de leur monnaie, même dans les économies jugées peu ouvertes. Mais le rôle du taux de change doit être précisé : doit-il revêtir le statut de cible ou ne doit-il être qu'un simple indicateur de politique monétaire ? L'examen de cette problématique s'est appuyé sur la détermination de règles monétaires simples optimisées à partir d'un modèle d'économie ouverte reproduisant certains faits saillants de la zone euro.

Spontanément, il ressort de cette procédure d'optimisation qu'une règle de Taylor s'avère globalement moins performante qu'une règle-ICM intégrant une réaction directe au taux de change. Les banquiers centraux auraient donc intérêt à considérer le rôle d'instrument indirect joué par la valeur externe de la monnaie pour mesurer les mouvements requis des taux directeurs. Par exemple, un choc de nature inflationniste qui s'accompagne d'une appréciation de la valeur externe de la monnaie domestique rend moins nécessaire une hausse soutenue des taux d'intérêt. Néanmoins, la littérature précise que cet apport du taux de change n'est pas valable en toutes circonstances, en particulier pour des raisons de conflits d'objectifs : en réagissant aux évolutions du taux de change, les autorités monétaires se détourneraient de leur objectif principal de stabilité des prix et de l'activité. Les résultats obtenus nuancent cet argument. En effet, la méthode consistant à tester les capacités stabilisatrices de différentes règles optimales soumises à plusieurs types successifs d'aléas particuliers ne permet ni de montrer que les règles intégrant le taux de change sont inférieures aux règles de Taylor en cas de choc réel, ni d'incriminer systématiquement un conflit d'objectif lorsque c'est le cas.

Toutefois, le résultat d'une stratégie fondée en partie sur une réaction explicite aux mouvements du taux de change s'avère sensible à la relation circulaire, difficile à cerner, qui existe entre le taux d'intérêt et la valeur externe de la monnaie. Si les décisions de la Banque centrale sont en partie fondées sur les évolutions du change, comme celles-ci sont elles-mêmes déterminées par l'orientation courante et à venir de la politique monétaire, une règle-ICM requiert en pratique un savant dosage des variations de taux d'intérêt pour parvenir *in fine* au degré de sévérité ou de laxisme désiré. Certes, les autorités jouissent d'autres instruments que le taux d'intérêt pour infléchir une évolution du taux de change jugée contraire à l'orientation souhaitée. Mais le résultat des interventions directes sur le marché des changes est souvent très incertain (et peut même être contre-productif). L'expérience de la BCE au cours de l'automne 2000 en constitue un exemple. Les signaux envoyés par les banquiers centraux et les effets d'annonce, de façon générale, renvoient l'efficacité d'une telle stratégie à la crédibilité de la politique et à l'intelligibilité du discours des autorités monétaires. Bien qu'ignoré ici (puisque difficile à modéliser), ce point devrait être considéré.

Un argument plus ennuyeux concerne la détermination de la valeur référence à partir de laquelle le taux de change est jugé trop ou insuffisamment élevé. Sa valeur d'équilibre est en effet entachée d'une très forte incertitude. Les banques centrales s'attachant explicitement les services du taux de change risquent alors de commettre des erreurs de jugement et de mener une politique monétaire sous-optimale, d'autant plus que l'économie est fortement ouverte. Les résultats de la dernière section indiquent que, lorsque cette incertitude est prise en compte, les autorités monétaires se montrent plus prudentes, conformément au principe d'atténuation, tant et si bien que le coefficient de réaction associé au taux de change tend vers zéro. Ce faisant, la règle monétaire optimale se rapproche d'une règle de type Taylor.

Or seule une forme particulière d'incertitude a été prise en compte. En pratique, l'impact des mouvements du taux de change sur l'inflation et l'activité est lui-même incertain (*cf.* Eika, Ericsson et Nymoen [1996]). Selon le principe de conservatisme de Brainard [1967], ceci devrait également tempérer l'activité des autorités monétaires. Qui plus est, Leitemo et Soderstrom[2001] avancent un autre danger guettant les banques centrales qui fonderaient leur politique monétaire sur le taux de change : il est possible que les agents financiers n'utilisent pas le même modèle de référence que les autorités. Comme l'incertitude est plus vaste en pratique, le cadre théorique envisagé dans cet article est donc encore *a priori* très favorable aux règles monétaires fondées sur le taux de change. Somme toute, ces résultats font de l'incertitude l'argument le plus préjudiciable à l'encontre d'une stratégie de politique monétaire fondée sur un ICM.

Il n'empêche, qu'à l'opposé une stratégie de *benign neglect* est tout aussi condamnable. Étant donné d'une part son rôle d'instrument indirect, et d'autre part son impact sur l'inflation et la compétitivité, le taux de change doit constituer un indicateur important, pouvant peser en certaines circonstances sur les décisions des banques centrales, au même titre que d'autres variables, telles que les évolutions salariales, les enquêtes de confiance, les taux d'intérêt étrangers, ou encore la courbe des rendements. Il reste à montrer que les Indicateurs des Conditions monétaires, tels qu'ils sont construits par les banques centrales et les organismes internationaux, constituent des indicateurs fiables des tensions inflationnistes latentes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALTISSIMO F., SIEVIERO S. et TERLIZZESE D. [2002], « How Deep are the Deep Parameters? » *Annales d'économie et de statistique*, 67-68, p. 207-226.
- ARTUS P., PENOT A. et POLLIN J.-P. [1999], « Quelle règle montaire pour la Banque centrale européenne ? », *Revue d'économie politique*, 109 (3), p. 309-385.
- ARTUS P. [1998], « Faut-il introduire les prix d'actifs dans la fonction de réaction des banques centrales ? », *Document de travail de la CDC*, 26.
- BALL L. [1999], « Policy Rules for Open Economies », dans TAYLOR J.B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, p. 127-144.
- BATINI N., HARRISON R. et MILLARD S. [2001], « Monetary Policy Rules for an Open Economy », *Bank of England Working Paper*, 149.
- BATINI N. et NELSON E. [2001], « Optimal Horizons for Inflation Targeting », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25 (6-7), p. 891-910.
- BRAINARD W. [1967], « Uncertainty and the Effectiveness of Policy », *American Economic Review*, 57, p. 411-425.
- CECCHETTI S., GENBERG H., LIPSKY J. et WADHWANI S. [2000], *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Reports on the World Economy 2, International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB).
- COENEN G. et WIELAND V. [2003], « The Zero-interest-rate bound and the role of the exchange rate for monetary policy in Japan », *Journal of Monetary Economics*, 50 (5), p. 1071-1101.
- DETKEN C., DIEPPE A., HENRY J., SMETS F. et MARIN C. [2002], « Determinants of the Effective Real Exchange Rate of the Synthetic Euro: Alternative Methodological Approaches », *Australian Economic Papers*, 41 (4), p. 404-36.
- DOR E. et DURRÉ A. [2001], « Monetary Policy and the New Economy: Between Supply Shock and Financial Bubble », *Document de travail*, Université catholique de Lille, 2001-06.
- EIKA K., ERICSSON N. et NYMOEN R. [1996], « Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index », *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper*, 568.
- ERICSSON T. et IRONS J. [1995], The Lucas Critique in Practice: Theory with out Measurement, dans Hoover K. (ed.), *Macroeconometric: Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Publisher.
- ESTRELLA A. et FUHRER J. [1998], « Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models », *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, 98-5.
- ESTRELLA A. et FUHRER J. [1999], « Are Deep Parameters Stable? The Lucas Critique as an Empirical Hypothesis », *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, 99-4.
- FAGAN G. HENRY J. et MESTRE R. [2001], « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *European Central Bank Working Paper Series*, 42.
- FAIR R. [1993], « Testing Macroeconometric Models », *The American Economic Review Papers and Proceedings*, 83 (2), p. 287-293.
- FAVERO C. et HENDRY D. [1992], « Testing the Lucas Critique », *Econometric Review*, 11 (3), p. 265-306.
- FREEDMAN C. [1994], « The Use of Indicators and the Monetary Conditions Index in Canada », dans BALINO T. et COTTARELLI C. (eds), *Frameworks for Monetary Stability, Policy Issues and Country Experiences*, IMF, Washington, p. 458-476.
- FUHRER J. et MOORE G. [1995], « Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output », *The American Economic Review*, 85 (1), p. 219-239.
- FUHRER J. [1997], « The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Setting », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, p. 338-350.

- FUHRER J. [2000], « Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models », *American Economic Review*, 3 (90), p. 367-390.
- GALI J., GERTLER M. et LOPEZ-SALIDO D. [2001], « European Inflation Dynamics », *European Economic Review*, 45, p. 1237-1270.
- GALI J. et GERTLER M. [1999], « Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, 44, p. 195-222.
- GERDESMEIER D. et ROFFIA B. [2003], « Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area », *ECB Working Paper*, 206.
- GERLACH S. et SMETS F. [2000], « MCIs and Monetary Policy », *European Economic Review*, 44, p. 1677-1700.
- JONDEAU E. et LE BIHAN H. [2000], « Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies », *Notes d'étude et de Recherche, Banque de France*, 76.
- JONDEAU E. et LE BIHAN H. [2002], « Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies », *Annales d'économie et de statistique*, 67-68, p. 357-388.
- JUILLARD M. [1996], « Dynare: A Program for the Resolution and Simulation of Dynamic Models with Forward Variables through the Use of a Relaxation Algorithm », *Cepremap Working Paper*, 9602.
- KERR W. et KING R. [1996], « Limits on Interest Rate Rules in the IS Model », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 82 (2), p. 47-75.
- LASKAR D. [2003], « Réaction des banques centrales aux prix des actifs financiers et au taux de change », *Revue économique*, 54 (6), p. 1187-1212.
- LEITEMO K. et SODERSTROM U. [2001], « Simple Monetary Policy Rules and Exchange Rate Uncertainty », dans *Asset Prices, Exchange Rates and Monetary Policy*, The Stanford Institute for Economic Policy Research et The Federal Reserve Bank of San Francisco.
- LEVIEUGE G. [2002], « Calibration d'un modèle deux pays avec anticipations rationnelles (zone euro – États-Unis) », *Document de recherche du LEO*, 19.
- LEVIN A., WIELAND V. et WILLIAMS J. C. [1998], « Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty », *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series*, 1998-45.
- LEVIN A. et WILLIAMS J. [2003], « Robust Monetary Policy with Competing Reference Models », *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, 03-10.
- Le Bihan H. et Sahuc J.-G. [2002], « Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse », *Revue d'économie politique*, 3, p. 349-386.
- LINDÉ J. [2002], « Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach », dans *The Phillips Curve: New Theory and Evidence*, Trade Union Institute for Economic Research, Stockholm.
- MANKIW G. [2000], « The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment », *NBER Working Paper Series*, 7884.
- MCCALLUM B. et NELSON E. [1997], « An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis », *NBER Working Paper*, 5875.
- NAUG B. et NYMOEN R. [1996], « Pricing to Market in a Small Open Economy », *Scandinavian Journal of Economics*, 98 (3), p. 329-350.
- ORPHANIDES A. [1998], « Monetary Policy Evaluation with Noisy Information », *Finance and Economics Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System*, 1998-50.
- ROTEMBERG J. et WOODFORD M. [1997], « An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy », *NBER Macroeconomics Annual*, p. 297-346.
- SAHUC J.-G. [2003], « Robust European Monetary Policy Rules », *Applied Economics Letters*, 10, p. 889-894.
- SMETS F. et WOUTERS R. [2002], « Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy », *European Central Bank Working Paper*, 128.

- SMETS F. [1997], « Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence », *CEPR Discussion Paper*, 1751.
- SMETS F. [2000], « What Horizon for Price Stability? », *European Central Bank Working Paper Series*, 24.
- SVENSSON L. [2000], « Open-Economy Inflation Targeting », *Journal of International Economics*, 50, p. 155-183.
- TAYLOR J. [2001], « The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules », *The American Economic Review*, 91 (2), p. 263-267.
- TINSLEY P. [1993], « Fitting both Data and Theories: Polynomial Adjustment Costs and Error-Correction Decision Rules », *Finance and Economic Discussion Series, Federal Reserve Board*, 93-21.
- WEERAPANA A. [2000], « The Performance of Simple Monetary Policy Rules in a Large Open Economy », *Wellesley College Working Paper*, 2000-05.
- WOODFORD M. [2003], *Interest and Prices*, Princeton University Press.

ANNEXE

Ce développement annexe vise à détailler les fondements théoriques et empiriques (étalonnage) du modèle, l'objectif de cette étape préliminaire étant de construire un modèle théoriquement justifié et empiriquement vraisemblable. Des explications et des résultats complémentaires figurent dans Levieuge [2002].

Le choix d'un modèle hybride. Les modèles fondés sur une optimisation explicite des comportements microéconomiques conduisent spontanément à des spécifications purement *forward-looking* des équations IS et Phillips (Kerr et King [1996], Rotemberg et Woodford [1997]). Ces spécifications présentent plusieurs faiblesses, dont celle d'être insuffisamment visqueuses pour reproduire une dynamique plausible (Fuhrer [1997], Estrella et Fuhrer [1998], Mankiw [2000]). En effet, les enseignements empiriques, généralement issus de modèles VAR, ont plutôt tendance à souligner la rigidité des séries économiques concernées, ce qui tendrait à privilégier des spécifications auto-régressives. Le souci de vraisemblance a donc conduit à définir des spécifications « mixtes » ou « hybrides ». C'est l'option qui a été retenue. Diverses hypothèses justifient ce type de modèles. Concernant la courbe IS, on peut supposer de manière *ad hoc* que le PIB obéit à un ajustement partiel (Svensson [2000], Weerapana [2000]), envisager des coûts d'ajustement (Tinsley [1993]), ou encore introduire une rigidité imputable à un niveau de consommation de référence, comme par exemple la consommation passée qui, par formation d'habitude, fait dépendre le PIB de sa valeur passée (Fuhrer [2000]). Parallèlement, la procédure *ad hoc* proposée par Gali et Gertler [1999] dans le prolongement de Calvo confère à la courbe de Phillips une meilleure assise empirique (Lindé [2002]).

Quelle référence pour la calibration du modèle ? Habituellement, les enseignements des modèles empiriques de type VAR (plus ou moins) exempts d'*a priori* théoriques font référence en matière de faits stylisés, et tout particulièrement en ce qui concerne la dynamique à court-moyen terme des variables macroéconomiques. Un modèle VAR structurel de la zone euro a donc été construit pour servir de fondements à la calibration du modèle théorique¹. Les données trimestrielles employées pour définir ce VAR – taux d'intérêt

1. La critique de Lucas (particulièrement préjudiciable aux modèles intégralement auto-régressifs) et la résonance trop marquée des chocs à long terme (cf. Fuhrer [1997] par exemple) empêchent l'utilisation directe de ce modèle VAR à des fins d'évaluation de règles monétaires.

nominal de court terme, taux d'intérêt réel de long terme, taux d'inflation, PIB et taux de change effectif (coté au certain) – sont issues de la base de référence construite par Fagan, Henry et Mestre [2001]¹. L'output gap est obtenu par application d'un filtre HP au PIB agrégé. La série de taux d'intérêt de long terme agrégée est construite à partir des taux d'intérêt nationaux à dix ans sur obligations publiques. Le taux court agrégé est une moyenne pondérée des taux monétaires nationaux à trois mois. La série de taux d'inflation agrégée est obtenue par glissement annuel de la série d'indice des prix à la consommation harmonisé. Enfin, le calcul du taux d'intérêt réel répond à la relation de Fisher. La stationnarité des données est acceptée, sauf celle du taux de change. C'est donc en différence première que ce dernier intègre le VAR, défini et estimé sur la période 1979-1998 sous la forme suivante :

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} - U_t \quad (17)$$

Avec $Y = [\rho y \pi i \Delta s]'$, Φ la matrice de dimension (5,5) des coefficients $U = [u_\rho u_y u_\pi u_i u_\Delta s]'$ la matrice des termes d'erreurs. L'application du critère AIC et les tests d'indépendance (Ljung-Box) des termes d'erreur ont conduit à fixer un ordre p égal à 3.

Propriétés du modèle VAR de référence. Les résultats de l'estimation (tests de Fisher) figurent dans le tableau A1. Pour l'essentiel, on retrouve le principal mécanisme de transmission habituellement reproduit par les modèles simples sous forme réduite, à savoir $i \Rightarrow \rho \Rightarrow y \Rightarrow \pi$, moyennant un certain délai (qui sera précisé par la suite). Le passé du taux d'intérêt nominal de court terme s'avère être une variable explicative significative du taux long, au seuil de 10 %. Il apparaît ensuite que le taux long réel cause l'output gap au sens de Granger au seuil de 10 %. Signe de la forte inertie du PIB, les valeurs passées de l'output gap sont significatives à 1 % dans l'équation d'output gap. Le taux d'intérêt de court terme passé a également un effet sur l'activité (validé au seuil de 5 %). Ceci est justifiable si les impulsions monétaires se répercutent rapidement le long de la courbe des taux. C'est le cas en particulier si les décisions des banques centrales sont assez bien anticipées. Ce canal des anticipations repose avant tout sur la transparence et la crédibilité des banques centrales, deux qualités qu'il faut reconnaître aux banques centrales européennes, et en premier chef à l'Allemagne, dont le poids est prépondérant dans les séries agrégées. En revanche, ni le taux de change passé ni l'inflation passée ne semblent influencer sur l'output gap courant.

La quatrième colonne du tableau A1 valide la séquence suivante : le passé de l'output gap est une variable explicative significative (à 1 %) de l'inflation. L'avant-dernière équation du VAR peut être interprétée comme une règle monétaire. Conformément à une règle de type Taylor, le taux d'inflation et l'output gap causent le taux court au sens de Granger à 5 % (le taux long et le taux de change ne sont, en revanche, pas significatifs). La significativité des valeurs passées du taux court témoigne par ailleurs d'un fort degré de gradualisme. La dernière équation du VAR a trait à l'évolution du taux de change. Bien que volatil, le passé du taux de change constitue le seul déterminant de sa valeur courante. La non-significativité des taux d'intérêt atteste de l'incapacité des modèles VAR à saisir de manière satisfaisante les relations dépendantes des anticipations de marché. Ceci ne constitue néanmoins pas un obstacle à l'exercice de calibration. En effet, dans le modèle sous forme réduite, le taux de change sera défini par une relation de PTINC, pour laquelle aucun paramètre n'est à déterminer (seule importe la variance résiduelle estimée du taux de change). Ainsi, malgré cette dernière lacune, le VAR décrit de façon assez académique les mécanismes de transmission des chocs et de la politique monétaire.

Les fonctions de réponse de référence. En plus de s'assurer de la cohérence des séries agrégées utilisées en termes de canaux de transmission de la politique monétaire, les

1. L'indice des prix correspond au code *HIPC*, le taux d'intérêt court à *STN*, le taux long à *LTN*, le PIB réel transformé en output gap à *YER* et le taux de change effectif à *EEN*. Les pondérations sont fondées sur le poids respectif des PIB nationaux dans le PIB réel total de la zone.

Tableau A1. Estimation du VAR – Tests de Fisher

Variables explicatives	Variables dépendantes				
	ρ	y	π	i	Δs
ρ	10.76***	2.12*	45.13***	1.54	0.93
y	0.51	40.25***	4.84***	3.19**	1.88
π	1.04	0.26	18.36***	3.39**	0.40
i	2.31*	3.94**	9.05***	75.35***	0.12
Δs	2.41*	0.47	1.39	0.27	2.75**

*, **, *** = significativité respectivement à 10,5 et 1 %
 Les chiffres reproduits sont les statistiques de Fisher.

fonctions de réponse (IRF) de ce VAR vont constituer des trajectoires de court-moyen terme de référence pour l'étalonnage du modèle théorique présenté dans le corps de texte. Une décomposition structurelle des chocs est préalablement envisagée. Au vu des estimations précédentes et des faits saillants à reproduire, quatre hypothèses sont testées. Elles présupposent :

- un lien contemporain entre le taux d'intérêt de court terme et le taux de long terme. (s'il est impossible d'envisager une relation purement *forward-looking* dans un VAR, au moins ce lien peut-il être contemporain) ;
- une relation contemporaine entre le taux d'intérêt de long terme et le taux de change ;
- que la « règle monétaire » du VAR inclue le taux d'inflation et l'output gap **courants** (en plus de leurs valeurs passées¹).

Ces hypothèses, comme la suridentification du VAR structurel, sont économétriquement acceptées. Tous les coefficients ont un signe conforme à l'attente. La nouvelle matrice des variances-covariances ainsi transformée sert de base pour générer des fonctions de réponses. Celles-ci confirment les enseignements des tests de causalité (voir graphiques plus loin) et confortent l'existence du mécanisme de transmission usuel de la politique monétaire rappelé ci-dessus. Elles permettent enfin de contrôler que les signes des dépendances sont bien conformes à l'attente.

Calibration du modèle sous forme réduite. Le modèle sous forme réduite compte dix-neuf coefficients à déterminer : $\alpha_y, \alpha_\rho, \alpha_s, \gamma_\rho, \gamma_y, \gamma_s, \omega_y, \omega_\pi, \omega_\rho$ et ω_s pour le bloc zone euro et $\alpha_y^f, \alpha_\rho^f, \alpha_s^f, \gamma_\rho^f, \gamma_y^f, \gamma_s^f, \beta_0^f, \beta_1^f$, et β_2^f pour le bloc US. Le bloc zone euro est étalonné de sorte à reproduire le plus fidèlement possible les trajectoires du VAR, au moins sur les quinze premiers trimestres.

Le principe est le suivant : les blocs US et zone euro sont d'abord estimés par les GMM en deux étapes, de façon à bénéficier d'indications rigoureuses sur les valeurs attendues des paramètres. Pour le bloc zone euro, la seconde étape consiste à ajuster les paramètres autorégressifs ω_i (par tâtonnement) afin que les trajectoires du modèle sous forme réduite s'insèrent dans l'intervalle de confiance des IRF correspondantes du VAR de référence. Afin de générer des fonctions de réponse, le modèle sous forme réduite est temporairement bouclé par une règle de type Taylor de la forme $i_t = (1 - \beta_0)(\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t) + \beta_0 i_{t-1}$.

1. Suivant Gerdesmeier et Roffia [2003], le taux de change peut être ignoré dans cette fonction de réaction.

Les résultats des estimations de cette première étape figurent dans le tableau A2. Quoique plausibles en termes d'ordre de grandeur et de signe, les élasticités de l'output gap au taux d'intérêt réel de long terme (α_p) et au taux de change présentent des variances relativement fortes. Les autres coefficients ne présentent pas de difficultés (y compris la sensibilité de l'inflation au taux de change). Concernant les États-Unis, la nullité des coefficients est toujours rejetée, hormis (sans surprise) ceux afférents au taux de change.

Tableau A2. Résultats de l'estimation des deux blocs

Bloc zone euro			Bloc US		
Coef.	Valeur	écart-type	Coef.	Valeur	écart-type
α_y	0.552	0.074	α_y^f	0.347	0.050
α_p	0.020	0.029	α_r^f	0.029	0.016
α_s	0.004	0.003	α_s^f	0.000	0.002
γ_p	0.600	0.060	γ_p^f	0.474	0.040
γ_y	0.048	0.025	γ_y^f	0.038	0.024
γ_s	0.004	0.002	γ_s^f	0.000	0.002
β_0	0.934	0.035	β_0^f	0.843	0.047
β_1	1.261	0.395	β_1^f	1.714	0.237
β_2	6.132	3.605	β_2^f	1.380	0.598
Instruments : $y_{t-1}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, \dot{i}_{t-1}, \rho_{t-1}, \Delta s_{t-1}$			Instruments : $y_{t-1}, y_{t-2}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, \dot{i}_{t-1}, \rho_{t-1}, \Delta s_{t-1}$		
* , ** , *** = significativité aux seuils respectifs de 10,5 et 1 %					
Période d'estimation : 1979 : Q1 – 1998 : Q4.					

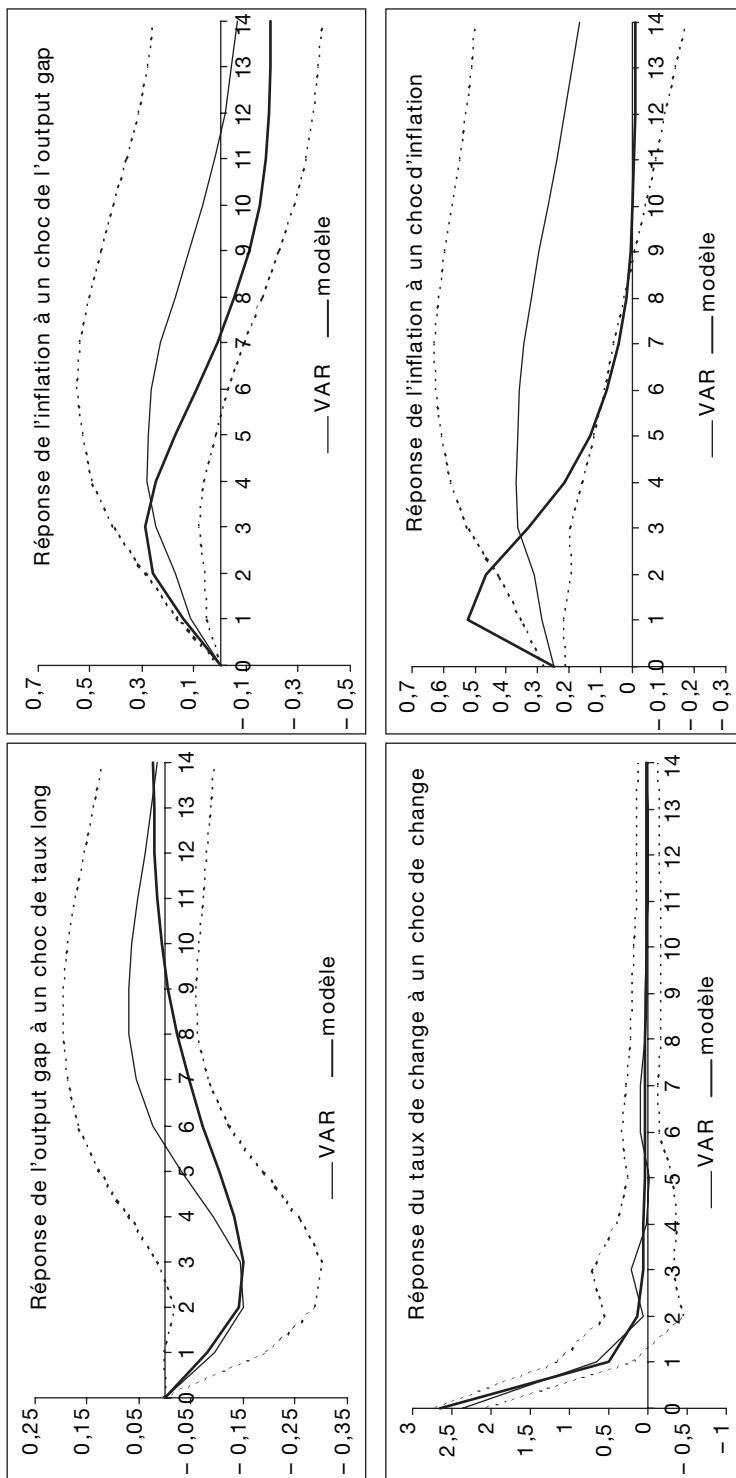
La seconde étape consiste à trouver des paramètres auto-régressifs des chocs (ω_i) de telle sorte que les trajectoires du modèle s'insèrent dans l'intervalle de confiance des IRF du VAR. Deux relations en particulier sont essentielles. La première a trait à la réponse de l'output gap à un choc sur le taux long réel. La seconde concerne la réponse de l'inflation à un choc sur l'output gap¹. En outre, les réponses de l'inflation et du taux de change à des chocs idiosyncratiques sont nécessaires pour déterminer ω_π et ω_s . La calibration définitive, à l'issue de cette procédure de tâtonnement, figure dans le tableau 1.

Le graphique A1 illustre le rapprochement alors obtenu entre le VAR et le modèle sous forme réduite. Pour ce faire, une forte persistance des chocs de taux longs apparaît nécessaire ($\omega_p = 0.64$). Sans cela, l'output gap chute beaucoup moins et l'impact s'avère plus limité que dans le VAR. En revanche, le choc de demande (ε_y) n'a pas à être trop persistant. De plus, comme selon le VAR le taux de change rejoint rapidement l'équilibre après un choc idiosyncratique, un coefficient autorégressif ω_s égal à 0.17 s'avère suffisant². Enfin, le coefficient de persistance des chocs d'offre ω_π est établi à 0.25. Aucune valeur ne permet un meilleur ajustement (ni même d'autres structures autorégressives d'ordre supérieur à un).

1. Comme il n'y a pas de coefficients à estimer dans les équations de taux de change et de taux long (D est fixé à 28), la réponse simulée de ces deux variables à des chocs (quels qu'ils soient) n'est pas nécessaire pour la calibration. De même, le comportement de l'inflation suite à un choc de taux long par exemple, comme celui de l'output gap suite à un choc d'offre, ne sont d'aucune utilité ; le taux long n'intervient pas dans (2), tout comme l'inflation n'apparaît pas dans (1).

2. ω_s est fixé par référence à la réponse du taux de change suite à un choc de taux de change.

Graphique A1. Comparaison des réponses VAR / Modèle sous forme réduite



Ainsi, le modèle avec anticipations rationnelles répond assez bien aux trajectoires « observées » des variables. La réponse de l'output gap à un choc (positif) de taux long réel s'avère satisfaisante, comme le montre le graphique A1. L'impact est effectivement négatif et l'output gap atteint -0.15 comme le VAR, au bout de trois trimestres. De même, la réponse de l'inflation à une hausse de l'output gap est positive et maximum au bout de trois trimestres avec le modèle, soit une période d'avance sur le VAR. En outre, lorsque le taux de change subit un choc, il rejoint rapidement son niveau d'équilibre. Enfin, les délais d'action de la politique monétaire sont conformes à l'attente : l'impact maximal des impulsions de politique monétaire se manifeste sur l'inflation moyennant six trimestres. Des travaux complémentaires exposés dans Leveigue [2002] attestent de la robustesse et de la cohérence de cette calibration .