

Comportement des banques centrales à l'égard des prix d'actifs

Une étude empirique

Grégory LEVIEUGE

E-mail : gregory.levieuge@univ-orleans.fr

LEO - Laboratoire d'Economie d'Orléans
Université d'Orléans
Rue de Blois, BP 6739
45067 Orléans Cedex 2

Résumé : Dans la lignée des travaux effectués par Clarida, Gali & Gertler (1998), cet article cherche à déterminer si les variables financières telles que les taux d'intérêt, les taux de change, les cours boursiers ou immobiliers sont activement pris en compte par les banques centrales. De façon générale, il apparaît que les taux d'intérêt de long terme sont statistiquement significatifs. En revanche, il n'est pas possible d'affirmer que les banques centrales aient été influencées par l'évolution des cours boursiers, à l'exception de la Banque du Japon. Qui plus est, les autorités monétaires nippones ont eu un comportement asymétrique à l'égard du cours des actions, une chute de ces dernières entraînant une baisse des taux directeurs plus forte que le relèvement des taux induit par une hausse des cours. Ce constat tendrait à renforcer les conclusions de Cecchetti, Genberg, Lipsky & Wadhvani (2000), qui prétendent que l'optimalité de la politique monétaire passe par la prise en compte explicite des prix d'actifs tels que les cours boursiers. Car contrairement à ce qu'indiquent Bernanke & Gertler (1999), ce ne serait pas tant l'introduction de variables financières dans les règles monétaires qui poserait un problème de stabilité macroéconomique, mais le comportement asymétrique des banques centrales à leur égard, qui crée un aléa moral et cautionne les excès financiers qu'elles souhaitent à priori combattre.

Abstract : This research aims at determining whether financial assets like interest rates, change rates, share or real estate indexes are actively taken into account by central banks. As a whole, the estimations show that long-term interest rates are statistically significant. On the other hand, central banks do not seem to be reactive to share indexes, except the Bank of Japan. Moreover, Japanese monetary authorities have had an asymmetric behaviour towards stock returns. This result tends to confirm the conclusions of Cecchetti et al. (2000) which assert that financial assets must be taken into account for an optimal monetary policy. Because if they are right and if the Bank of Japan is partly responsible of the Japanese financial instability of the last decade, this last did not occur because of the introduction of the share index in the Japanese monetary rule –contrary to what Bernanke & Gertler (1999) affirm – but because of the asymmetric behaviour of the BoJ. In effect, this conduct creates a moral hazard and induces financial excesses that authorities want to fight initially.

Mots clé : Fonction de Réaction, Règles de Politique Monétaire, Prix d'actifs, ICM

Keywords : Reaction Function, Monetary Policy Rules, Asset Prices, MCI

Classification JEL : E43, E47, E5

Introduction

Alors que dans l'environnement financier prévalant jusqu'à la moitié des années quatre-vingt la monnaie pouvait se définir comme la somme des passifs des établissements de crédit, les mutations financières orchestrées depuis ont considérablement bouleversé cette définition. Partant, le rythme de croissance monétaire qui jouissait du statut d'objectif intermédiaire de la politique monétaire a dû être abandonné en raison de la confusion des informations fournies par les agrégats. Les stratégies de politique monétaire, qui considéraient jusqu'alors qu'en contrôlant la croissance monétaire les banques centrales parviendraient à maîtriser l'inflation, consistent désormais à fixer un objectif quantitatif d'inflation et à chercher à l'atteindre directement. Cette transformation dans la conduite de la politique monétaire n'est pas exempte de difficultés pratiques; ne serait-ce qu'en raison des délais d'action, les décisions des banques centrales doivent se fonder sur l'anticipation des conditions économiques devant prévaloir à un certain horizon. Or prévoir l'évolution des prix n'est pas une tâche aisée, d'autant plus qu'il n'existe pas de lien direct entre l'inflation et les instruments dont disposent les banques centrales. En d'autres termes, il n'y a plus de variables capables de satisfaire les trois qualités requises (facilité de la mesure, stabilité et forte corrélation avec la dépense, facilité de contrôle par le biais des taux directeurs) pour accéder au rang d'objectif intermédiaire. En réponse à cela, les banques centrales s'efforcent de traiter une information suffisamment vaste, fondée sur des données d'enquêtes de conjoncture, des enseignements issus de modèles macroéconométriques, des prévisions diverses, etc. A ceux-là peuvent venir s'ajouter certaines variables financières (taux d'intérêt, taux de change, structure par terme des taux, cours boursiers et immobiliers, etc.), fortes de leur capacité prédictive.

Outre l'apport informationnel nécessaire pour une conduite prospective de la politique monétaire, il est d'autres raisons qui peuvent conduire les banques centrales à veiller de près à l'évolution des prix d'actifs. Les mouvements de déréglementation financière se sont accompagnés d'une recrudescence des cycles économiques selon Borio, Kennedy & Prowse (1994). Dans la mesure où il est avéré que la sphère financière a un tel impact sur l'économie réelle, et donc sur l'inflation et la conjoncture, il peut être du ressort de la politique monétaire de prendre en compte les évolutions financières.

La question de la relation entre politique monétaire et prix d'actifs a connu une avancée théorique et normative significative avec les contributions de Bernanke & Gertler (1999) et de Cecchetti et al. (2000). Les premiers ont montré, à l'aide d'un modèle reproduisant les mécanismes d'accélérateur financier et d'effets de richesse, que la règle monétaire optimale en termes de stabilisation de l'inflation et de l'output gap est une règle de type cible d'inflation sans référence aucune aux prix d'actifs (en l'occurrence aux cours boursiers). La prise en compte explicite des prix d'actifs serait plutôt de nature à perturber la stabilité de l'économie. Partant du même modèle, les seconds démontrent qu'il suffit d'introduire l'output gap dans la règle monétaire pour évincer ces problèmes d'instabilité; les simulations alors effectuées indiquent qu'une règle intégrant l'évolution des prix d'actifs est plus efficace qu'une

règle ayant l'inflation et l'output gap pour seuls objectifs.

Toutefois, peu de travaux empiriques - si ce n'est Smets (1997) - se sont interrogés sur le comportement effectif des banques centrales à l'égard des variables financières. Or les études menées par Mylonas & Schich (1999) et par Roger & Sterne (1999) sous forme de questionnaire nous enseignent que de nombreuses banques centrales reconnaissent recourir aux informations de marché que ce soit pour obtenir des informations sur les chocs, sur l'inflation future et sur la crédibilité de la politique monétaire. Seules cinq des vingt banques centrales de pays industrialisés interrogés par Roger & Sterne (1999) affirment négliger les évolutions financières. De même, Sterne (1999) relève qu'un nombre croissant de banques centrales jugerait effectivement utile de contrôler les incidences des évolutions du change sur l'inflation.

S'inspirant par ailleurs des travaux de Clarida et al. (1998), cet article vise à examiner ces résultats en estimant les fonctions de réaction de certaines banques centrales où seront introduites des variables financières. Autrement dit, si effectivement les banques centrales reconnaissent la nécessité de prendre en compte les prix d'actifs, que ce soit pour des motifs de stabilisation macroéconomique ou de recherche d'information, est-ce que ce recours aux informations de marché est suffisamment éloquent pour être révélé par l'estimation de leur fonction de réaction ? Contrairement à Bernanke & Gertler (1999), nous ne nous contenterons pas des seuls cours boursiers et soumettrons ces tests à davantage de pays.

Après avoir spécifié le type de règle monétaire étudié et détaillé la technique d'estimation utilisée (section 1), nous procéderons dans un premier temps à l'estimation de fonctions de réaction des pays du G3 (section 2), puis dans un second temps à celle de l'Australie, de la Nouvelle-Zélande et du Canada, trois pays qui ont en commun l'adoption au début des années quatre-vingt dix d'une stratégie de cible d'inflation, mais selon des modalités différentes (section 3). Parce qu'il est nécessaire de s'interroger sur la vraisemblance des résultats, eu égard à la spécification établie dans la première section, la section 4 s'efforce de tester leur robustesse. Enfin la section 5 revient sur l'interprétation des résultats économétriques et cherche à déceler la présence d'un comportement asymétrique de la Banque du Japon - la seule qui semble sensible aux évolutions boursières - à l'égard des cours boursiers. Les effets d'une telle asymétrie sont également abordés.

1 Spécification et méthode d'estimation des fonctions de réaction

Dans la lignée des travaux entrepris depuis Taylor (1993), on peut définir une règle monétaire de la façon suivante :

$$r_t^* = \bar{r} + \beta[E(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) \Leftrightarrow y_t^*] \quad (1)$$

On suppose que les autorités monétaires définissent un sentier d'évolution pour le taux d'intérêt de court terme r_t^* , compatible avec l'objectif final de stabilité des

prix (elles effectuent à cet effet les opérations adéquates à *l'open market* ou plus généralement gèrent l'évolution de la base monétaire). La valeur recherchée de r_t^* dépend d'une part de l'écart entre l'inflation anticipée à l'horizon $t + h$ à sa cible π^* et d'autre part de l'output gap courant. \bar{r} représente le taux d'intérêt nominal d'équilibre de long terme. y_t^* définit le produit potentiel. E est l'opérateur d'espérance, conditionnellement à l'ensemble de l'information Ω_t disponible à l'instant t où la banque centrale prend une décision.

Comme le soulignent Judd & Rudebusch (1998), résumer le comportement des banques centrales à l'aune d'une règle de Taylor se contentant de caractériser la réaction des autorités monétaires aux variations de prix et à l'output gap peut apparaître réducteur. Cependant, un grand nombre d'études suggère qu'en dépit de leur simplicité, les spécifications de type Taylor sont capables de capter les orientations essentielles des régimes s'attachant les services d'un grand nombre de variables.

Connaissant le taux d'intérêt réel rr_t tel que $rr_t \equiv r_t \Leftrightarrow E_t[\pi_{t+n}|\Omega_t]$ et en l'introduisant dans l'équation 1, on obtient :

$$r_t^* \Leftrightarrow E_t[\pi_{t+n}|\Omega_t] = \bar{r} \Leftrightarrow E_t[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \beta[E(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) \Leftrightarrow y_t^*]$$

Sachant que le taux d'intérêt réel d'équilibre de long terme est défini de la façon suivante $\bar{rr} = \bar{r} \Leftrightarrow \pi^* \Leftrightarrow \bar{r} = \bar{rr} + \pi^*$. On en déduit :

$$rr_t^* = \bar{rr} + \pi^* \Leftrightarrow E_t[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \beta[E(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) \Leftrightarrow y_t^*]$$

En factorisant à droite, il s'ensuit :

$$rr_t^* = \bar{rr} + (\beta \Leftrightarrow 1)[E(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) \Leftrightarrow y_t^*] \quad (2)$$

L'équation (2) nous enseigne que le taux d'intérêt réel «ciblé» fluctue autour de sa valeur d'équilibre de long terme au gré des écarts d'inflation et de PIB par rapport à leurs valeurs de référence.

Toutefois, la spécification 1 ne saurait correctement décrire le comportement effectif des banques centrales sans l'introduction d'une forme de gradualisme. De nombreux travaux en effet montrent que les autorités monétaires s'efforcent de lisser l'évolution de leurs taux directeurs. Plusieurs arguments théoriques et empiriques peuvent justifier un tel comportement. Des mouvements brusques de taux d'intérêt risqueraient de troubler les marchés de capitaux et les anticipations des agents, venant obscurcir les orientations à long terme de la politique monétaire (Sack & Wieland (1999)). Mais surtout, il apparaît que sous hypothèse d'anticipations rationnelles¹ (et de théorie pure des anticipations), une variation des taux directeurs faible mais anticipée comme persistante permet de mieux stabiliser l'économie tout en modérant la volatilité des taux d'intérêt (Levin, Wieland & Williams (1998), King (1999, p.12)). Jondeau & Le Bihan (2000) montrent que moins la demande globale est sensible au taux d'intérêt de long terme et plus l'« inertie » de la politique monétaire doit être forte, car il faut plus de temps pour ramener l'économie à

¹Taylor (1999) montre que dans les modèles sans anticipations rationnelles, une règle avec taux d'intérêt décalé ne parvient pas à mieux stabiliser l'inflation que la règle de Taylor originale

son équilibre. Par extension, ce « canal des anticipations » concrétise la recherche d'un engagement anti inflationniste optimal.

Ce comportement peut être reproduit en supposant que le taux d'intérêt suit un processus d'ajustement AR(1) tel que :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + \vartheta_t \quad (3)$$

où le coefficient $\rho \in [0, 1]$ traduit le « degré de gradualisme » et ϑ_t représente un choc aléatoire qui traduit le contrôle imparfait des autorités monétaires sur le taux ciblé. Il est important de supposer que $\vartheta_t \sim i.i.d.$ Cette hypothèse est d'ailleurs vérifiable par le biais du test de suridentification (test de Hansen) mené par la suite : si on est conduit à accepter les restrictions de suridentification, cela signifie que ϑ_t est bien *i.i.d.* ou bien que ce choc est négligeable².

On pose $\alpha \equiv \bar{r} \Leftrightarrow \beta \pi^*$ et $x \equiv y_t \Leftrightarrow y_t^*$. En combinant (1) avec l'ajustement partiel défini par (3), r_t devient égal à :

$$(1 \Leftrightarrow \rho) \{ \alpha + \beta \pi_{t+n} + \beta [E_t(\pi_{t+n} | \Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+n}] + \gamma x_t + \gamma [E_t(x_t | \Omega_t) \Leftrightarrow x_t] \} + \rho r_{t-1} + \vartheta_t$$

On élimine enfin les variables anticipées en réécrivant la règle en termes de variables réalisées, afin d'obtenir la spécification qui sera estimée :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+n} + \gamma x_t] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

avec $\varepsilon_t = (1 \Leftrightarrow \rho) \{ \beta [(E_t \pi_{t+n} | \Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+n}] + \gamma [E_t(x_t | \Omega_t) \Leftrightarrow x_t] \} + \vartheta_t$. Le terme d'erreur est une combinaison linéaire des erreurs de prévision d'inflation et de production, ainsi que du choc ϑ .

L'estimation de la règle monétaire (4) telle qu'elle est formulée requiert certaines mises en garde économétriques, en raison à la fois du risque d'endogénéité des variables explicatives, de la non linéarité et de la présence du terme avancé π_{t+n} . La valeur réalisée de π_{t+n} est en effet égale à sa prévision plus l'erreur de prévision (ε_t). Par conséquent, il n'y a pas orthogonalité entre la variable explicative π_{t+n} et le résidu de l'équation (4). Il est donc nécessaire d'utiliser des variables devant être orthogonales à ε et qui vont instrumenter π_{t+n} . On définit à cet égard un vecteur de variables u_t parmi l'ensemble de l'information dont disposent les banques centrales au moment où elles prennent une décision, tel que $u_t \in \Omega_t$ et $u_t \perp \varepsilon_t$. Cet ensemble de variables instrumentales peut inclure à la fois des variables passées corrélées à l'inflation future et l'output gap courant et des variables courantes, pourvu qu'elles ne soient pas corrélées au choc ϑ_t .

Les coefficients α , β , γ et ρ sont estimés suivant la méthode des moments généralisés. Le calcul du taux d'inflation annuel génère un phénomène d'overlapping qui fait que le résidu ε suit un processus de moyenne mobile d'ordre $n \Leftrightarrow 1$, soit un MA(11) dans notre cas (corrigé suivant la procédure proposée par Newey & West (1994)). La procédure d'estimation se déroule en deux étapes³. Comme le nombre d'instruments (ou de conditions d'orthogonalité) est supérieur au nombre

² De fait, aucune des estimations réalisées dans cet article ne conduit à rejeter les restrictions de suridentification.

³ *two-step nonlinear two-stage least squares*.

de coefficients estimés, le modèle est suridentifié. Il est alors possible de tester les restrictions de suridentification grâce au test de Hansen (1982). Celui-ci peut être interprété comme un test joint permettant de valider d’une part la significativité de l’ensemble des coefficients estimés (au même titre que le test de Fisher dans une régression standard) et d’autre part la viabilité des instruments choisis.

L’objet de cet article étant d’estimer dans quelles mesures certaines informations de marché sont prises en compte par les autorités monétaires, d’autres variables explicatives z_{it} seront introduites dans la règle (4)⁴. Cette dernière servira uniquement de référence (modèle de base). C’est l’estimation de la spécification (5) suivante qui fera l’objet d’une attention particulière :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \theta z_{it}] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

avec

$$\varepsilon_t = (1 \Leftrightarrow \rho) \{[\beta(E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+12}] + \gamma[E_t(x_t|\Omega_t) \Leftrightarrow x_t] + \theta[E_t(z_{it}|\Omega_t) \Leftrightarrow z_{it}]\} + \vartheta_t$$

Conformément à Clarida et al. (1998), nous utilisons des données mensuelles, plus riches en information qu’une fréquence trimestrielle dans la mesure où il n’est pas rare que les autorités monétaires soient amenées à resserrer les conditions monétaires plusieurs fois de suite au cours d’un trimestre. Néanmoins, ce choix impose l’utilisation de la production industrielle plutôt que celle du PIB pour calculer l’output gap. Ce dernier peut être obtenu de diverses manières. Nous retenons la méthode utilisée par Clarida et al. (1998) qui consiste à régresser l’indice de production industrielle (en log) sur un trend quadratique. Le résidu de cette régression représente l’output gap. Le taux d’inflation annuel est obtenu à partir des indices de prix à la consommation. Le taux d’intérêt directeur est le taux des fonds fédéraux pour les États-Unis, le taux au jour le jour pour l’Allemagne et le taux « *Call-Money* » pour le Japon. La période initiale des estimations correspond approximativement à la date à laquelle ces pays ont clairement orienté leur politique monétaire à des fins de désinflation. Pour ces trois pays, cela correspond au début des années quatre-vingt. Pour les pays ayant adopté une stratégie de cible d’inflation (étudiés dans la section 3) au début des années quatre-vingt dix, les estimations porteront naturellement sur cette seule décennie.

Il est peu probable que les autorités monétaires réagissent aux évolutions à très court terme des variables financières. En effet, une réaction systématique impliquerait une volatilité du taux directeur aussi forte que celles des prix d’actifs, et n’est donc pas souhaitable. C’est pourquoi nous retenons les variables z_i suivantes (définies dans le tableau 12 en annexe) :

- l’évolution, au cours du trimestre passé du *spread* de taux (*tdcsp*) défini comme l’écart entre les taux d’intérêt à 10 ans (sur titres publics) et le taux d’intérêt à 3 mois.

⁴leurs valeurs passées seront alors ajoutées à la liste des instruments.

- L'évolution au cours du trimestre passé du taux d'intérêt de long terme domestique (*tdcrl*).
- Le taux de croissance annuel de l'indice boursier défini par la différence logarithmique des indices en glissement annuel (*tdcpa*) .
- Le taux de croissance semestriel du taux de change (côté au certain pour le pays étudié). Suivant la règle estimée, nous considérons le taux de change vis à vis du Dollar (*dtcdol*), du Yen (*dtcyen*) et / ou de l'Euro (*dtceuro*)⁵.
- L'évolution au cours du trimestre passé du taux d'intérêt de long terme américain (*tdcrlus*).

De nombreuses contributions ont étudié le contenu informationnel de la pente de la courbe des taux et s'accordent à conclure qu'il constitue un indicateur avancé fiable, aussi bien pour prévoir l'évolution de la production (voir par exemple Smets & Tsatsanoris (1997), Bonser-Neal & Morley (1997), Dotsey (1998)) que celle des prix (Estrella & Mishkin (1997)). Certes, ces travaux traitent du *spread* et pas de sa croissance trimestrielle. C'est pourtant cette dernière qui est retenue ici, pour deux raisons. D'abord, les tests de stationnarité⁶ (ADF) n'ont pas permis de rejeter l'existence d'une racine unitaire dans les séries de *spread* sur la période d'étude (quel que soit le pays étudié). Sa croissance trimestrielle est en revanche stationnaire. Ensuite, pour les raisons évoquées ci-dessus, il est plus probable que les autorités monétaires réagissent à une évolution clairement identifiée du *spread* de taux (par exemple son évolution sur 3 mois) sous peine sinon d'accroître la volatilité des taux et de réagir à des écarts de taux parfois « accidentels ». Quoi qu'il en soit, l'interprétation du contenu prédictif de la croissance trimestrielle du *spread* reste identique : une évolution positive (négative) annonce une croissance de la production industrielle (récession) et une hausse (baisse) des prix. Si le *spread* de taux est significatif, θ doit être positif.

La prise en compte de l'évolution du taux d'intérêt de long terme est également envisagée. D'une part, il constitue un indicateur des conditions de crédit et d'autre part, il peut fournir des enseignements assez utiles quant aux anticipations de marché concernant l'inflation future et en particulier les épisodes d'« *inflation scares* » (cf. Goodfriend (1995), Smets & Tsatsanoris (1997)). Une fois de plus, l'évolution trimestrielle semble être à priori un assez bon compromis entre le risque d'agir trop tard et celui d'agir à mauvais escient. Il permet en outre de manipuler une série stationnaire.

Le taux de croissance annuel des indices boursiers constitue une autre variable susceptible d'influencer la conduite de la politique monétaire. De nombreuses études montrent que les cours boursiers tendent à devancer les évolutions conjoncturelles et par extension, celles des prix (Asprem (1989), Fama (1990), Choi, Hauser & Kopecky (1999)). Les travaux récents de Mauro (2000) montrent que ce contenu prédictif est robuste, quelles que soient les méthodes économétriques retenues (données de panel ou séries temporelles) et la période d'estimation, et demeure significatif quand sont

⁵ Avant le 1/1/1999, il s'agit de l'Ecu.

⁶ Non reproduits dans l'article

introduites d'autres variables telles que le taux d'intérêt ou la croissance d'un agrégat monétaire. Ces estimations indiquent qu'une hausse de 10% des cours boursiers est associée à une hausse du PIB (un an plus tard) de 0.34 point de pourcentage en moyenne sur les 17 pays développés étudiés. Notons que le taux de croissance semestriel des cours immobiliers⁷ (*tdchouse*) sera introduit dans la fonction de réaction des États-Unis (et pas pour les autres pays, faute de données exploitables). Deux études récentes (FMI (2000) et Girouard & Blondal (2001)) montrent en effet que les prix immobiliers sont très liés au cycle conjoncturel dans les pays industrialisés. Nous verrons si la Fed a intégré cette source d'information.

La significativité du taux de croissance semestriel du taux de change dans la règle (5) sera également examinée. Certes, les pays du G-3 n'ont pas d'objectif explicite de change et mènent, de l'aveu général, une politique à priori indépendante des conditions externes. Cependant, comme le montre l'expérience des pays tels que le Canada ou l'Australie qui ont adopté un Indicateur des Conditions Monétaires comme cible opérationnelle (section 3), le change est un canal de politique monétaire qui ne peut être complètement ignoré. En particulier, il est peu probable qu'un pays adopte perpétuellement un comportement de *benign neglect* concernant la parité de sa monnaie vis à vis du dollar. Autrement dit, au delà des arrangements de change officiels, il existe des externalités (*spillovers*) qui peuvent, ne serait-ce qu'épisodiquement, influencer la mise en oeuvre de la politique monétaire (Jaillet & Verdelhan (1999)).

Certaines études indiquent que l'interdépendance entre places financières s'est sensiblement accrue dans les années quatre vingt dix. En ce sens, les taux d'intérêt de long terme sont de plus en plus corrélés et il est communément admis que la causalité se fait essentiellement dans le sens des États-Unis vers les autres places financières. Par conséquent, introduire l'évolution trimestrielle du taux long américain dans les fonctions de réaction des autres pays industrialisés peut fournir quelques enseignements sur la gestion de cette externalité par les banques centrales des pays « périphériques ». Comme le soulignent Jaillet & Verdelhan (1999), l'existence d'un tel effet de domination internationale peut s'avérer très perturbateur, en particulier concernant les taux longs, puisque un pays peut se voir imposer une courbe des taux incompatible avec les conditions économiques et les orientations de la politique monétaire domestique. Ce problème est renforcé quand le financement de l'économie s'effectue majoritairement à long terme. C'est pourquoi l'évolution trimestrielle du taux long américain sera introduite dans les fonctions de réaction étudiées.

La démarche empruntée est la suivante. Dans un premier temps, la règle (5) sera estimée en fixant n à 0 conformément à la règle de Taylor originale. Autrement dit, est-ce qu'en prenant uniquement en compte l'information dont dispose la banque centrale en t (à savoir l'inflation courante, l'output gap courant et le taux d'intérêt passé) les variables financières considérées peuvent nous fournir des enseignements complémentaires sur le comportement des autorités monétaires ? Si oui, autrement

⁷ Il s'agit uniquement de l'immobilier résidentiel et plus exactement de la valeur de vente des maisons individuelles (moyenne de tous les États).

dit si une variable financière est statistiquement significative à l'issue de cette première régression, trois raisons peuvent expliquer ce résultat :

- Soit la banque centrale lisse l'évolution de ce prix d'actif (qui constituerait de fait un objectif supplémentaire).
- Soit il y a dans cette variable financière une information que la banque centrale utilise pour prévoir l'inflation et l'output gap.
- Soit, comme les banques centrales et les marchés financiers utilisent une information commune, si certains prix d'actifs s'avéraient significatifs, c'est qu'il y aurait dans ces variables des informations que la banque centrale elle-même utilise mais qui seraient absentes des variables de la règle de base (inflation et output gap courants).

La troisième hypothèse peut-être immédiatement testée en introduisant dans la règle une information suffisamment synthétique et représentative des données censées intéresser les banques centrales. Les indices de conjoncture (ou de confiance des consommateurs ou entrepreneurs) constituent à cet égard de bonnes proxies de l'ensemble des informations manquantes susceptibles d'être redondantes avec le contenu informationnel de certains prix d'actifs.

Dans un second temps, le passage de π_t à π_{t+12} (de $n = 0$ à $n = 12$) devrait permettre de discriminer entre les deux hypothèses restantes⁸. En effet, soit la variable financière perd sa significativité, auquel cas elle constituerait un indicateur avancé pour la banque centrale (dont la présence n'est plus probante une fois explicitement prise en compte l'inflation future), soit elle résiste à l'introduction de π_{t+12} , auquel cas il s'agirait d'un objectif supplémentaire pour la banque centrale. Quoiqu'il en soit, si réaction soutenue au prix d'actif il y a, il faut s'attendre à ce que son ampleur (θ) soit faible, eu égard aux problèmes de circularité qui émergent sitôt que la banque centrale ciblerait un indicateur lui-même endogène à la politique monétaire (voir par exemple Fuhrer & Moore (1992)).

2 Règle de type Taylor et prix d'actifs

Nous allons dans un premier temps estimer les fonctions de réaction des pays du G3 (États-Unis, Japon et Allemagne) afin d'évaluer dans quelles mesures ces banques centrales prennent en compte l'évolution de certaines variables financières. Le tableau 1 indique les résultats obtenus pour les États-Unis. Les écarts types sont rapportés entre parenthèses. Comme selon Clarida et al. (1998), un ajustement partiel du second ordre convient mieux à l'évolution du taux d'intérêt directeur de la Fed, ce dernier est défini tel que :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho_1 \Leftrightarrow \rho_2)r_t^* + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \vartheta_t$$

⁸Comme la politique monétaire est par nature prospective, dans la pratique $n > 0$. Il existe néanmoins une incertitude quand à l'horizon d'action de la banque centrale. Fixer un horizon annuel ($n = 12$) semble être un bon compromis : d'une part il correspond un peu près aux délais d'action de la politique monétaire et d'autre part, étant donné les propriétés asymptotiques des estimateurs de GMM, cela limite une perte trop importante de degrés de liberté. Déjà lorsque n vaut 12, la période d'estimation doit se terminer douze mois avant la dernière donnée disponible.

Les coefficients du modèle de base (règle 4) sont significatifs au seuil de 1%. Comme il est plus vraisemblable qu'en pratique n soit strictement positif, les valeurs de ces coefficients seront davantage discutées dans la section 4, lorsque π_{t+12} remplacera π_t . Dans un premier temps, nous accorderons une plus grande importance au coefficient de réaction θ associé aux différents prix d'actifs considérés.

(1980 : 1 – 1999 : 5)	$\rho_1 + \rho_2$	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.919*** (0.020)	0.958*** (0.074)	0.257*** (0.066)	- (-)	- (-)	I_{US}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.924*** (0.020)	1.059*** (0.105)	0.221*** (0.074)	- (-)	0.099*** (0.028)	I_{US}
Modèle avec cours immobiliers (<i>tdchouse</i>)	0.919*** (0.018)	0.950*** (0.072)	0.261*** (0.065)	- (-)	0.036 (0.026)	I_{US} + <i>tdchouse</i>
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.918*** (0.027)	0.978*** (0.081)	0.247*** (0.068)	- (-)	-0.003 (0.003)	I_{US}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.942*** (0.024)	0.613*** (0.135)	0.171* (0.095)	- (-)	0.051*** (0.008)	I_{US}
Modèle avec taux de change <i>yen to US dollar</i> (<i>dtncyen</i>)	0.921*** (0.020)	0.946*** (0.089)	0.265*** (0.067)	- (-)	-0.006 (0.014)	I_{US}
Modèle avec taux de change <i>Euro to US dollar</i> (<i>dtdeuro</i>)	0.924*** (0.022)	1.364*** (0.102)	0.184*** (0.066)	- (-)	0.012 (0.025)	I_{US} + Δ <i>tdcecu</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>napm</i>	0.934*** (0.021)	1.099*** (0.124)	0.759*** (0.099)	0.026*** (0.004)	-0.009 (0.023)	I_{US} + Δ <i>napm</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>conf</i>	0.928*** (0.017)	1.237*** (0.082)	0.355*** (0.053)	0.008*** (0.001)	0.018 (0.023)	I_{US} + Δ <i>conf</i>
Modèle avec <i>tdcrl</i> et Δ <i>conf</i>	0.941*** (0.022)	0.968*** (0.099)	0.282*** (0.077)	0.008*** (0.001)	0.039*** (0.007)	I_{US} + Δ <i>conf</i>

$I_{US} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta \log(pa_{t-1}), \dots, \Delta \log(pa_{t-6}), \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, tdcrl_{t-1}, \dots, rl_{t-6}, dtncyen_{t-1}, \dots, dtdeuro_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi_{(38)} = 14.64$ avec SL = 0.999
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 1: Estimation de la règle (5) pour les États-Unis ($n = 0$)

Contrairement à ce qu'indiquent Bernanke & Gertler (1999), la seconde ligne du tableau 1 tendrait à indiquer que la Fed n'est pas insensible au taux de croissance annuel de l'indice boursier. Certes, cette réponse est faible (une hausse de l'indice boursier de 1% impliquerait une hausse du taux directeur d'environ 10 points de base) mais n'en est pas moins significative au seuil de 1%. En revanche, il apparaît qu'en dépit de la bonne qualité prédictive des cours immobiliers sur l'output gap FMI (2000, tab. 3.4 p. 96) — imputable aux effets procycliques des variations de prix de l'immobilier utilisé comme garantie dans certains contrats de dette — les autorités monétaires américaines sont insensibles à cette information.

La croissance du taux d'intérêt de long terme au cours du trimestre passé semble également compter dans les décisions de la Fed : une hausse de 10% (en cas par exemple de brusques montées – justifiées ou pas – des anticipations d'inflation) du taux long au cours du trimestre passé inciterait la banque centrale américaine à relever ses taux d'environ 50 points de base. Certes, de telles circonstances sont rares – encore que selon Smets & Tsatsanoris (1997) les États-Unis sont plus sujets à ce type d'« *inflation scares* » que l'Allemagne – et l'ampleur de la réaction est faible, mais il n'est néanmoins pas possible de rejeter la significativité du coefficient θ au seuil de 1%. En revanche, ni le *spread* de taux ni le taux de change ne sont

statistiquement significatifs. S'il n'est pas surprenant que la banque centrale américaine ait mené pendant deux décennies une politique indépendante (en moyenne) des considérations de change, on peut être surpris du peu d'attention manifestée à l'égard de la pente des taux, alors que de nombreux travaux depuis Estrella & Hardouvelis (1991) ont montré que le *spread* de taux constituait un indicateur avancé performant de l'activité et de l'inflation américaines.

Afin de vérifier la troisième hypothèse relevée dans la section précédente, l'indice conjoncturel *NAPM* ainsi qu'un indice de confiance des consommateurs sont successivement introduits dans la règle (5) en différence première. L'objectif de cette démarche est d'évincer le risque d'erreur de spécification qui consisterait à omettre certaines informations pertinentes de la règle « canonique » – au demeurant restrictive – également contenues dans les prix d'actifs. La seconde partie du tableau 1 montre en effet que l'information contenue par les cours boursiers est redondante avec celle contenue dans les deux indices conjoncturels : le coefficient de réaction θ associé au taux de croissance de l'indice boursier n'est plus significatif. Notons que l'ampleur de la réaction aux évolutions du taux de long terme est elle-même affectée (θ passe de 0.051 à 0.039), sans qu'il ne soit possible cependant de rejeter sa significativité⁹. Au final, il apparaît que parmi les variables financières considérées, seule l'évolution du taux de long terme a influencé le comportement de la Fed.

(1980 : 7 – 1999 : 5)	ρ	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.958*** (0.004)	1.123*** (0.387)	0.423*** (0.042)	- (-)	- (-)	I_{JP}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.959*** (0.006)	1.601*** (0.217)	0.251*** (0.056)	- (-)	0.093*** (0.017)	I_{JP}
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.984*** (0.004)	1.006* (0.557)	0.417*** (0.106)	- (-)	0.021** (0.021)	I_{JP} + <i>tdcsp</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.956*** (0.004)	1.413*** (0.545)	0.307*** (0.078)	- (-)	0.085*** (0.023)	I_{JP} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux de change <i>yen to US dollar</i> (<i>dtcdol</i>)	0.950*** (0.004)	0.121 (0.838)	0.734*** (0.280)	- (-)	-0.553** (0.248)	I_{JP} + <i>dtcdol</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.958*** (0.004)	1.718*** (0.268)	0.292*** (0.077)	- (-)	0.022*** (0.006)	I_{JP} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec <i>tdcrl</i> et écart de taux (<i>ectx</i>)	0.963*** (0.004)	1.518*** (0.477)	0.287*** (0.075)	0.006 (0.006)	0.087*** (0.019)	I_{JP} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>tankan</i>	0.953*** (0.065)	0.464** (0.204)	0.387*** (0.045)	0.009*** (0.002)	0.042*** (0.011)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>
Modèle avec <i>tdcsp</i> et Δ <i>tankan</i>	0.952*** (0.005)	0.257 (0.227)	0.436*** (0.053)	0.015*** (0.002)	-0.001 (0.003)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>
Modèle avec <i>dtcdol</i> et Δ <i>tankan</i>	0.962*** (0.005)	0.284 (0.230)	0.492*** (0.056)	0.013*** (0.002)	-0.031 (0.021)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>

$I_{JP} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta \log(pa_{t-1}), \dots, \Delta \log(pa_{t-6}), \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, trsus_{t-1}, \dots, trsus_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi_{(33)} = 12.68$ avec SL = 0.999
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 2: Estimation de la règle (5) pour le Japon ($n = 0$)

Le tableau 2 reproduit les résultats obtenus pour la Banque du Japon. Une fois de plus, les coefficients du modèle de base sont tous statistiquement différents de zéro (au seuil de 1%). La première partie du tableau révèle d'abord que la Banque

⁹Ne sont reproduits que les résultats sensiblement différents de ceux initialement obtenus

du Japon a été sensible aux évolutions des cours boursiers avec un coefficient de réaction θ égal à 0.093. Il en va de même pour l'évolution du *spread*, du taux de long terme domestique (*tdcrl*) et du taux de long terme américain (*tdcrlus*). Toutefois, la significativité de ce dernier risque d'être imputable aux mouvements communs observés par les taux longs domestique et américain (cf. tab 15 en annexe). Or comme le premier semble être un argument significatif dans la fonction de réaction de la Banque du Japon, par transitivité, le second l'est aussi. Une façon de contourner cette colinéarité consiste à estimer à la fois la réaction des autorités monétaires aux évolutions du taux long domestique (θ) et à celles de l'écart entre l'évolution du taux long américain et domestique (ζ)¹⁰. Cette estimation montre que la Banque du Japon n'a pas réagi de façon systématique aux mouvements du taux long américain (ζ n'est pas significatif). Notons enfin que le coefficient de réaction associé au taux de change (côté au certain vis à vis du dollar) est également significatif.

La seconde partie du tableau 2 indique que l'introduction de l'indice *Tankan* issu des enquêtes de conjoncture permet de rejeter le *spread* de taux ainsi que le taux de change, ces deux variables dispensant une information redondante avec celle connue des autorités monétaires en t . L'ampleur de la réaction des autorités monétaires nippones au taux de croissance annuel de l'indice boursier est également affectée par cette introduction (θ passant de 0.093 à 0.042) bien qu'il ne soit pas possible d'en rejeter la significativité. On constate que la prise en compte de l'indice *Tankan* nuit assez nettement à la valeur de β . Par extension, cet indice constitue un indicateur supplémentaire des pressions inflationnistes latentes, et comme les banques centrales réagissent davantage au taux d'inflation anticipé qu'à sa valeur courante, il n'est pas surprenant que le *Tankan* nuise à la significativité de β (d'autant plus si l'évolution de la conjoncture est très visqueuse). Au final, si on considère uniquement l'information dont dispose la banque centrale japonaise en t , il apparaît que les cours boursiers et le taux de long terme domestique ont une influence sur son comportement.

Enfin le tableau 3 reproduit les estimations de la fonction de réaction de la Bundesbank. Les coefficients du modèle de base sont tous significatifs au seuil de 1%, et on constate en particulier que les valeurs des paramètres β et γ sont proches de ceux de la règle de Taylor. Il apparaît d'emblée que ni les cours boursiers ni le *spread* de taux ne sont des arguments significatifs. En revanche, la sensibilité de la Bundesbank au taux de long terme domestique, ainsi qu'au taux de change (côté au certain vis à vis du dollar) est statistiquement probante. Concernant l'importance apparente du taux de change, Raynaud (2001) rapporte que la Bundesbank a réagi indifféremment aux chocs d'inflation, que leur provenance soit purement nationale ou extérieure. A cet égard, la décennie quatre-vingt est marquée par l'influence de la politique monétaire américaine sur les décisions de la Bundesbank, et en particulier par la nécessité pour cette dernière de maintenir un écart de taux faible avec les États-Unis, du fait de l'appréciation du dollar et de la hausse sous-jacente des prix importés. En revanche, le taux de change doit avoir eu une importance moindre

¹⁰ Puisque la corrélation est forte entre taux long domestique et taux long américain, nous pouvons considérer que l'évolution du taux long américain est égale à celle du taux domestique plus une évolution propre qui serait le résultat de la différence (*ectx*). Cela permet de tester s'il y a ou pas une réaction des banques centrales aux trajectoires particulières du taux long américain.

(1980 : 1 – 1999 : 1)	ρ	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.948*** (0.007)	0.623*** (0.129)	0.680*** (0.075)	- (-)	- (-)	I_{AI}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.948*** (0.006)	0.624*** (0.122)	0.677*** (0.068)	- (-)	-0.0005 (0.007)	I_{AI} + $\Delta\log(pa)$
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.949*** (0.006)	0.627*** (0.113)	0.672*** (0.073)	- (-)	-0.004 (0.004)	I_{AI} + <i>tdcsp</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.955*** (0.006)	0.620*** (0.122)	0.640*** (0.076)	- (-)	0.043*** (0.007)	I_{AI} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux de change <i>US dollar to DM</i> (<i>dtcdol</i>)	0.953*** (0.008)	0.145 (0.204)	0.890*** (0.144)	- (-)	-0.196*** (0.038)	I_{AI} + <i>dtcdol</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.951*** (0.007)	0.616*** (0.123)	0.733*** (0.081)	- (-)	0.015*** (0.003)	I_{AI} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec <i>tdcrl</i> et écart de taux (<i>ectx</i>)	0.956*** (0.006)	0.612*** (0.119)	0.655*** (0.078)	-0.0003 (0.006)	0.040*** (0.003)	I_{AI} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>

$I_{AI} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta tcdol_{t-1}, \dots, \Delta tcdol_{t-6}$
 $\Delta\log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta\log(m2)_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi_{(27)} = 14.74$ avec SL = 0.973

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 3: Estimation de la règle (5) pour l'Allemagne ($n = 0$)

au cours de la décennie quatre-vingt dix. La réaction des autorités monétaires allemandes aux mouvements du taux long américain est uniquement mentionnée à titre indicatif, eu égard au problème de corrélation entre *tdcrl* et *tdcrlus*. La dernière ligne importe davantage puisqu'elle associe dans la même fonction de réaction les mouvements du taux domestique et ceux propres au taux américain (*ectx*). Cette dernière estimation indique que de façon générale, la Bundesbank n'est pas sensible aux évolutions du taux long américain. L'introduction de l'indice *IFO* ne bouleverse en aucun cas ces résultats. Ainsi, globalement, l'évolution du taux long domestique ainsi que celle du taux de change apportent un supplément d'information par rapport aux seuls taux d'inflation et output gap courants sur le comportement de la Bundesbank.

3 Cibles d'inflation et prix d'actifs

A la faveur du processus d'innovation et de déréglementation financières des années quatre-vingt qui ont remis en cause la stabilité des fonctions de demande de monnaie, un grand nombre de pays se sont détournés des objectifs monétaires internes pour adopter des stratégies de cible d'inflation (voir par exemple Bernanke & Mishkin (1997)). Cela concerne entre autres la Nouvelle-Zélande, le Canada et l'Australie.

3.1 Indices des Conditions Monétaires

Dans la lignée de la Banque du Canada, la majorité des banques centrales ayant adopté un régime de cible d'inflation ont développé un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM) pour guider leur politique monétaire et évaluer son orientation. L'ICM est une moyenne pondérée du taux d'intérêt (de court terme) et du taux de change (voir Freedman (1999), Frochen (1996), Smets (1997)). Les pondérations sont calculées suivant la sensibilité de la demande globale aux évolutions du change et du taux d'intérêt. Le calcul de cet indicateur a pour but de prendre en compte

les effets de la politique monétaire qui transitent, dans une économie ouverte, par le canal du taux de change. Toutefois, son utilisation diffère selon les pays. Au Canada et en Nouvelle-Zélande, il bénéficie du statut de cible opérationnelle. La Suède, la Finlande ou la Norvège lui assignent un rôle de moindre importance puisqu'il n'est qu'un indicateur d'orientation de la politique monétaire parmi d'autres.

Si la spécification (5) devrait a priori convenir pour estimer la fonction de réaction de l'Australie, dans la mesure où cette dernière n'utilise pas d'ICM comme cible opérationnelle, il est nécessaire de s'interroger sur le bien-fondé de cette définition pour le Canada et la Nouvelle-Zélande. Le taux de change et / ou l'ICM devrait tenir une place importante dans les règles monétaires de ces deux pays. Dans la lignée des travaux de Smets (1997) et Gerlach & Smets (2000), on peut montrer à partir d'un modèle en économie ouverte que la règle optimale se définit de la façon suivante :

$$r_t + \lambda s_t = ICM_t^{opt} = \varphi (\varepsilon_t^d + \varepsilon_t^s) \quad (6)$$

où s représente le taux de change, ICM^{opt} le niveau souhaité (visé) pour l'ICM, ε^d et ε^s respectivement un choc de demande et d'offre. λ dépend de la sensibilité de la demande agrégée aux évolutions du change, tandis que φ dépend à la fois de l'élasticité de la demande au taux de change et au taux d'intérêt. Concrètement, cela signifie que les autorités monétaires établissent des prévisions (d'inflation, de croissance, etc.) en tenant compte des chocs (ε) qui ont (ou vont) touché l'économie afin de déterminer une orientation souhaitée pour la politique monétaire. En d'autres termes, elles fixent, conditionnellement à ε , un niveau d'ICM « optimal » à atteindre grâce à une gestion appropriée du taux directeur. Dès lors, la définition (6) montre que l'utilisation d'un ICM comme cible opérationnelle ne peut se résumer à une stratégie de cible de taux de change car la réaction des autorités monétaires à l'égard du change n'est ni systématique ni univoque. Elle est conditionnelle à l'évolution désirée des conditions monétaires. L'ICM et le taux de change doivent donc tous deux incorporer la fonction de réaction du Canada et de la Nouvelle-Zélande. C'est pourquoi la spécification suivante est retenue :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+12} + \omega_1\Delta MCI_{t+1} + \omega_2\Delta TWI_t + \theta z_{it}] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

où ω_1 et ω_2 représentent respectivement les coefficients de réaction associés à l'évolution courante du taux de change effectif¹¹ et à celle souhaitée pour l'indice des conditions monétaires. Nous supposons que la série d'ICM effectif publiée par les banques centrales correspond aux ICM ciblés¹².

Alors qu'une stratégie de cible de taux de change impliquerait une relation négative entre l'évolution du change et celle du taux directeur, le signe de cette relation n'est a priori pas définie dans le cadre d'une politique fondée sur un ICM. Supposons par exemple que les autorités monétaires souhaitent aborder une orientation plus restrictive (ce qui se traduit par une hausse de l' ICM^{opt}) justifiée par un choc

¹¹ Il s'agit du *Trade-Weighted Index* pour la Nouvelle-Zélande et du Taux de Change C-6 pour le Canada. Les devises retenues ainsi que les pondérations qui leur sont attribuées sont détaillées sur les sites web des Banques Centrales concernées.

¹² Etant donné le caractère prospectif de la politique monétaire, $L'ICM^{opt}$ est fixé pour le mois suivant. Le choix de t plutôt que $t + 1$ ne modifie pas véritablement les résultats.

de demande positif. Il est alors possible de distinguer deux configurations qui vont déterminer l'effort à réaliser par la Banque Centrale pour parvenir à cet objectif :

- soit, parallèlement à ce choc, le taux de change courant se déprécie (*configuration 1*). La Banque Centrale doit alors augmenter son taux d'intérêt (pour atteindre MCI^{opt}) d'autant plus que la dépréciation du change tend au contraire à détendre les conditions monétaires. Elle espère ainsi faire remonter le taux de change et contrer les tensions inflationnistes. Le coefficient de réaction associé au taux de change (ω_1) devrait être négatif et relativement élevé.
- soit le taux de change courant s'apprécie (*configuration 2*). L'effort à réaliser en terme de hausse des taux s'en trouve amoindri. A la limite, si l'appréciation du taux de change permet à elle seule d'atteindre l' ICM^{opt} dans (6) , il n'est pas nécessaire de relever les taux. Dans ce cas, ω_1 devrait être relativement faible, ou nul, voire encore positif si la banque centrale souhaite accompagner la hausse du taux de change.

Les estimations menées dans la section 4 montre que la règle (7) est appropriée à ce type de stratégie.

3.2 Résultats des estimations

Comme pour les pays du G3, n est d'abord fixé à 0. Conformément à l'attente, le modèle de base pour la banque centrale néo-zélandaise indique que dans le cas général le coefficient de réaction associé à l' ICM est positif tandis que celui associé au taux de change (côté au certain) est négatif. De plus, tous les coefficients du modèle de base sont statistiquement significatifs. Les lignes suivantes montrent qu'il n'est pas possible de rejeter la significativité du taux de croissance de l'indice boursier (au seuil de 5%) ni celle des mouvements de taux de long terme domestique (à 1%). Il en va de même pour les mouvements du taux long américain comme l'indiquent les deux dernières lignes du tableau : le coefficient ζ associé à l'écart d'évolution de taux (américain moins domestique) demeure significatif en dépit de la présence de $tdcrl$ dans la règle estimée. Par conséquent, il semble que les cours boursiers, ainsi que les taux de long terme domestique et américain influencent la mise en oeuvre de la politique monétaire néo-zélandaise. Il n'est pas possible de remettre en cause ces résultats, que ce soit par l'introduction de plusieurs variables significatives ou celle d'un indice de conjoncture (calculé par l'OCDE).

La première ligne du tableau 5 qui reproduit les résultats de l'estimation de la règle de base pour le Canada permet de nouveau d'illustrer la nécessité de prendre en compte à la fois le taux de change et l' ICM (significatifs à 5%) quand les autorités monétaires assignent à ce dernier le rôle de cible opérationnelle. En revanche, β n'est pas significatif, sans véritable surprise, puisque de façon générale les banques centrales réagissent à l'inflation future plus qu'à sa valeur courante. La suite des estimations indique que seul le taux de long terme domestique semble être un argument probant de la fonction de réaction des autorités monétaires canadiennes (avec un coefficient de réaction égal à 0.085 insensible à l'introduction d'un indice conjoncturel). En revanche, ni le taux de croissance de l'indice boursier ni le taux de long terme américain (si on évacue la tendance commune qu'il partage avec le taux domestique) ne sont statistiquement significatifs.

(1991 : 1 – 1999 : 8)	ρ	β	ω_1	ω_2	ζ	θ	Inst.
Modèle de base	0.951*** (0.007)	0.798*** (0.209)	0.218*** (0.083)	-0.051** (0.026)	– (–)	– (–)	I_{NZ}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.948*** (0.006)	1.176*** (0.313)	0.256*** (0.104)	-0.069** (0.034)	– (–)	0.170** (0.086)	I_{NZ}
Modèle avec taux de long terme	0.957*** (0.005)	1.098*** (0.171)	0.156*** (0.040)	-0.064*** (0.017)	– (–)	0.095*** (0.029)	I_{NZ} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux US (<i>tdcrlus</i>)	0.968*** (0.005)	1.164*** (0.209)	0.203*** (0.062)	-0.074*** (0.026)	– (–)	0.132*** (0.041)	I_{NZ} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>) et <i>tdcrl</i>	0.962*** (0.004)	1.139*** (0.141)	0.147*** (0.032)	-0.073*** (0.017)	0.058*** (0.017)	0.124*** (0.029)	I_{NZ} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>

$I_{NZ} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, dlpa_{t-1}, \dots, dlpa_{t-6}, \Delta TW I_{t-1}, \dots, \Delta TW I_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi^2_{(32)} = 10.24$ avec SL = 0.999
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 4: Estimation de la règle (7) pour la Nouvelle - Zélande ($n = 0$)

(1989 : 1 – 1999 : 5)	ρ	β	ω_1	ω_2	ζ	θ	Inst.
Modèle de base	0.972*** (0.005)	-1.263 (1.372)	0.462** (0.195)	-0.098** (0.038)	– (–)	– (–)	I_{CA}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.968*** (0.007)	-0.637 (0.917)	0.329** (0.135)	-0.069*** (0.026)	– (–)	-0.064 (0.041)	I_{CA}
Modèle avec taux de long terme	0.967*** (0.004)	0.401* (0.242)	0.102*** (0.013)	-0.040*** (0.011)	– (–)	0.085*** (0.010)	I_{CA} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux US (<i>tdcrlus</i>)	0.967*** (0.004)	-0.410 (0.518)	0.222*** (0.055)	-0.069*** (0.015)	– (–)	0.118*** (0.028)	I_{CA} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>) et <i>tdcrl</i>	0.964*** (0.004)	0.572** (0.176)	0.089*** (0.011)	-0.036*** (0.005)	-0.013 (0.007)	0.068*** (0.008)	I_{CA} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>

$I_{CA} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, tdcpa_{t-1}, \dots, tdcpa_{t-6}, dtdec6_{t-1}, \dots, dtdec6_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta ICM_{t-1}, \dots, \Delta ICM_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi^2_{(38)} = 10.02$ avec SL = 0.999
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 5: Estimation de la règle (7) pour le Canada ($n = 0$)

Comme la politique australienne ne s'appuie pas sur un ICM , malgré le recours à une stratégie de cible d'inflation, il est préférable d'utiliser la spécification (4) plutôt que (7) – output gap mis à part – pour estimer la fonction de réaction de la Banque d'Australie. Parmi les variables financières introduites dans la règle, il semble que les autorités monétaires australiennes fondent une partie de leur décision sur les mouvements du taux long domestique. Si à priori le taux de change et le taux de long terme américain ne sont pas négligeables, leur significativité ne résiste cependant pas à l'introduction d'un indice conjoncturel (de l'OCDE).

4 Indicateur de politique monétaire ou objectifs ?

4.1 Passage de π_t à π_{t+12}

Les résultats obtenus dans les deux précédentes questions méritent d'être attentivement interprétés, ne serait-ce que pour déterminer les raisons de la significativité d'un certain nombre de variables financières. Sont-elles des indicateurs avancés auxquelles les banques centrales se réfèrent pour déceler l'évolution future des prix ou sont-elles des objectifs qui viendraient s'ajouter à celui de la stabilité des prix ? Pour répondre à cette question, la démarche suivie consiste à considérer non plus

(1989 : 1 – 1999 : 5)	ρ	β	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.945*** (0.008)	1.526*** (0.098)	– (–)	– (–)	I_{Au}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.945*** (0.008)	1.485*** (0.118)	– (–)	–0.018 (0.019)	I_{Au}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.952*** (0.004)	1.531*** (0.098)	– (–)	0.034*** (0.004)	I_{Au} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux de change (ΔTWI)	0.940*** (0.006)	1.560*** (0.087)	– (–)	–0.409*** (0.081)	I_{Au} + TWI
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.946*** (0.006)	1.549*** (0.094)	– (–)	0.010*** (0.003)	I_{Au} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec ΔTWI et $\Delta conj$	0.944*** (0.010)	1.235*** (0.375)	–0.568 (0.337)	–0.169 (0.168)	I_{Au} + $\Delta conj$
Modèle avec <i>tdcrlus</i> et $\Delta conj$	0.944*** (0.005)	1.400*** (0.078)	–0.578 (0.092)	–0.001 (0.004)	I_{Au} + $\Delta conj$

$I_{Al} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta tdc dol_{t-1}, \dots, \Delta tdc dol_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi_{(28)} = 9.94$ avec SL = 0.999
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TABLE 6: Estimation de la règle (5) pour l'Australie ($n = 0$)

que la banque centrale réagit à l'inflation courante (π_t) mais à l'inflation anticipée (π_{t+12}), configuration plus conforme à leur comportement effectif. Comme le souligne Mishkin (1999), la présence de délais d'action signifie que la banque centrale ne peut pas attendre que l'inflation soit manifeste avant de réagir. Il serait trop tard pour garantir la stabilité des prix, car s'ensuivent des anticipations d'inflation qui se répercutent dans les processus de formation de prix et de contrats salariaux difficilement réversibles. La politique monétaire doit donc être *forward-looking* et préventive, intervenant suffisamment tôt, avant que les tensions inflationnistes n'apparaissent. Clarida et al. (1998) montrent qu'une spécification *forward-looking* est empiriquement plus appropriée qu'une règle *backward-looking*.

Dès lors, si suite à cette transformation les prix d'actifs qui étaient significatifs lors des estimations précédentes le demeurent, c'est effectivement qu'ils constituent des objectifs à part entière pour les autorités monétaires (ces dernières s'efforçant de lisser l'évolution de ces prix d'actifs). Dans le cas contraire, les prix d'actifs considérés bénéficieraient plutôt du statut d'indicateur avancé activement suivi par les autorités monétaires et cesseraient logiquement d'être décisifs une fois prise en compte l'inflation future (ce dont ils sont censés – plus ou moins – directement prévoir).

Même si une configuration prenant en compte π_{t+12} est sans doute plus fondée, encore faut-il s'assurer de la qualité du modèle de base. A défaut de bénéficier d'une mesure de R^2 , eu égard à la méthode économétrique utilisée, un contrôle graphique peut être mené en comparant l'évolution du taux d'intérêt directeur effectif et celui calculé à partir des coefficients estimés. En plus de l'examen graphique, il est possible de contrôler la viabilité des résultats en calculant, à partir des résultats de la régression (4), une estimation de la cible d'inflation (π^*) sur la période d'estimation.

Etant donnés $\alpha \equiv \bar{r} \Leftrightarrow \beta\pi^*$ et $\bar{r} \equiv \overline{r\bar{r}} + \pi^*$, on en déduit :

$$\pi^* = \frac{\overline{r\bar{r}} \Leftrightarrow \alpha}{\beta \Leftrightarrow 1} \quad (8)$$

Enfin, comme la nouvelle configuration doit permettre de se rapprocher du comportement effectif des banques centrales, les paramètres ρ , β et γ quelque peu passés sous silence jusqu'à présent pourront faire l'objet d'une attention plus particulière. Le tableau 7 synthétise les effets de cette modification pour les pays du G3.

États-Unis	$\rho_1 + \rho_2$	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.928*** (0.017)	1.774*** (0.162)	0.146*** (0.056)	- (-)	I_{US}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.939*** (0.021)	1.289*** (0.187)	0.087 (0.071)	0.045*** (0.006)	I_{US}
<i>I_{US}</i> = constante, $x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta pa_{t-1}, \dots, \Delta pa_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, tdcrl_{t-1}, \dots, rl_{t-6}, dtdcyen_{t-1}, \dots, dtdcyen_{t-6}$					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(38)} = 15.24$ avec SL = 0.999					
Estimation (1980 : 1 – 1999 : 5), $\pi^* = 3.04$					
Japon	ρ	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.955*** (0.006)	1.993*** (0.226)	0.138*** (0.037)	- (-)	I_{JP}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.950*** (0.007)	1.741*** (0.287)	0.165*** (0.048)	0.038*** (0.013)	I_{JP}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.958*** (0.006)	1.925*** (0.198)	0.115*** (0.034)	0.032*** (0.007)	$I_{JP} + tdcrl$
<i>I_{JP}</i> = constante, $x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta \log(pa)_{t-1}, \dots, \Delta \log(pa)_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, trsus_{t-1}, \dots, trsus_{t-6}$					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(33)} = 14.52$ avec SL = 0.997					
Estimation (1980 : 7 – 1999 : 5), $\pi^* = 2.22$					
Allemagne	ρ	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.905*** (0.011)	1.585*** (0.129)	0.182*** (0.057)	- (-)	I_{AI}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.924*** (0.007)	1.459*** (0.105)	0.208*** (0.061)	0.023*** (0.003)	$I_{AI} + tdcrl$
Modèle avec taux de change <i>US dollar to DM (dtcdol)</i>	0.919*** (0.009)	1.296*** (0.126)	0.319*** (0.059)	-0.065*** (0.019)	$I_{AI} + trsus$
<i>I_{AI}</i> = constante, $x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta tdc dol_{t-1}, \dots, \Delta tdc dol_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}$					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(27)} = 14.26$ avec SL = 0.978					
Estimation (1980 : 1 – 1999 : 1), $\pi^* = 2.15$					

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 7: Estimation de la règle (5) pour les pays du G3 ($n = 12$)

Concernant les États-Unis, les valeurs des coefficients du modèle de base sont cohérentes avec les résultats obtenus par Clarida et al. (1998) et Bernanke & Gertler (1999). Le coefficient de réaction β relatif à l'inflation anticipée est supérieur à l'unité (1.77), ce qui témoigne d'un véritable engagement à l'encontre de l'inflation. Cela assure en effet une hausse en termes réels du taux d'intérêt en réponse à une hausse anticipée des prix. Le coefficient γ représentant l'opiniâtreté de la réponse

de la Fed aux écarts du PIB par rapport à son potentiel est égal à 0.146. Une hausse anticipée de 1% de l'output gap anticipée au cours du mois entraînerait une hausse du taux directeur de l'ordre de 15 points de base. Enfin, la somme des coefficients ρ_1 et ρ_2 (0.92) témoigne du gradualisme des décisions de la banque centrale américaine. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1% et la cible d'inflation implicite vaut 3.04% .

La qualité de l'ajustement obtenu pour le modèle de base peut être appréciée à l'aune du graphique 1. Le taux estimé est assez éloigné du taux effectif en début de période (l'écart atteint presque 3 points à la fin de l'année 1980 et presque autant en juillet 1981). Notons que l'année 1980 est caractérisée par un très fort accroissement du taux de court terme (février) aussitôt infléchi au cours du deuxième trimestre. Ces hésitations sont assez logiquement mal prises en compte par la fonction de réaction estimée. De plus, jusqu'en 1982 Volcker fonde sa politique sur le contrôle des agrégats monétaires et des réserves fédérales, plus que sur les taux d'intérêt. Ceci explique l'indéquation apparente du modèle de base pour cette période. Toutefois, si l'on exclue les six premiers mois d'estimation, le modèle obtenu est de bonne qualité puisque l'erreur moyenne entre taux effectif et taux simulé est faible (0.023). En dépit d'une bonne approximation, il n'est pas possible de rejeter la significativité du coefficient de réaction θ associé à l'évolution du taux de long terme ; une hausse de 10% de ce dernier entraînant un relèvement du taux directeur de 45 points de base.

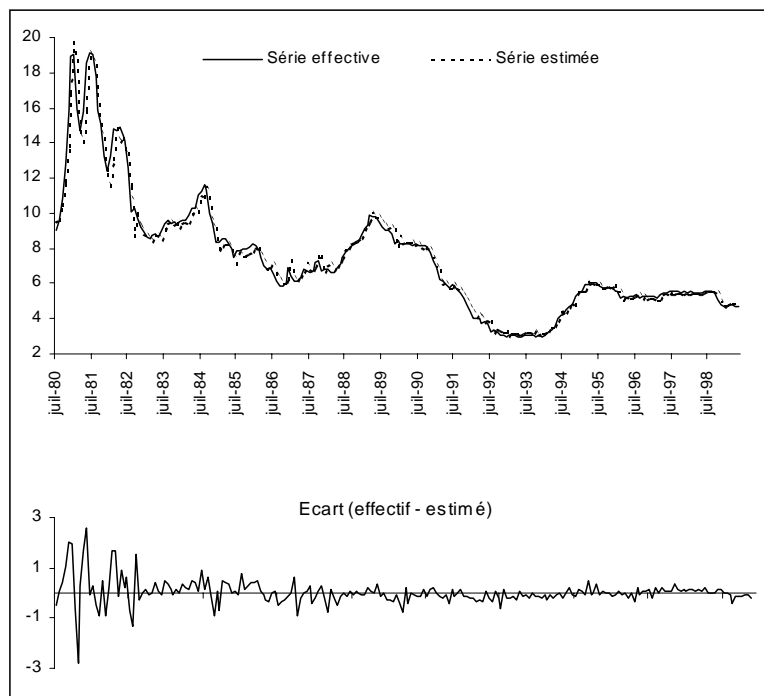


FIG. 1: Série effective et série estimée - États-Unis

La seconde partie du tableau 7 concerne la fonction de réaction de la Banque du Japon. Une fois de plus, les valeurs des coefficients du modèle de base sont assez

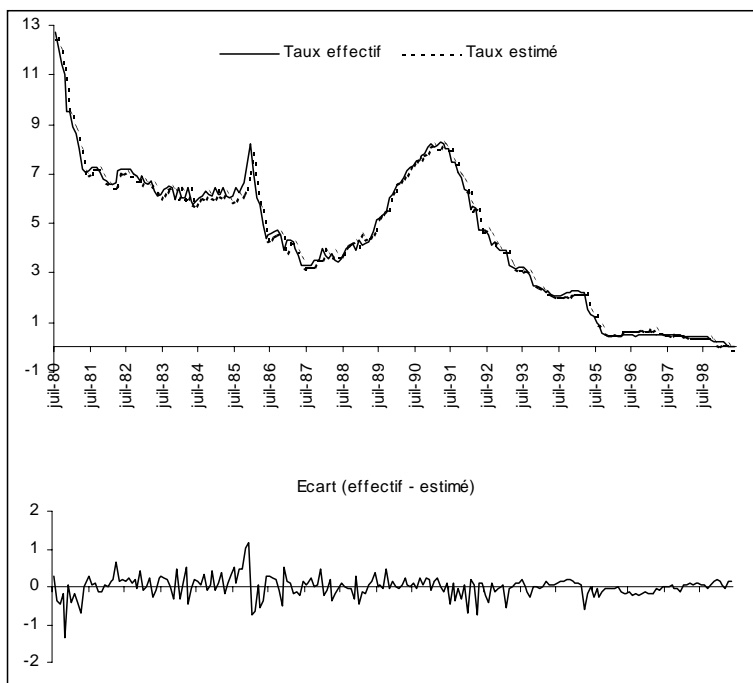


FIG. 2: Série effective et série estimée - Japon

proches de ceux révélés par Bernanke & Gertler (1999). La valeur élevée du coefficient de réaction relatif à l'inflation anticipée témoigne d'un engagement ferme à l'encontre de la hausse des prix. En outre, l'output gap n'est pas neutre, contrairement à ce que trouvent Clarida et al. (1998), puisqu'une hausse de 1% du PIB par rapport à son potentiel provoque en moyenne une hausse de 14 points de base du taux directeur. Tous les coefficients du modèle de base sont significatifs au seuil de 1%. Cependant, la politique des « taux zéro » caractéristique de la fin de période peut être de nature à troubler les résultats, puisque les autorités monétaires se sont efforcées de maintenir des taux très proches de zéro, indépendamment des objectifs traditionnels. Partant, le terme même de fonction de réaction devient abusif. On constate en particulier sur le graphique 2 qu'en toute fin de période les conditions économiques du Japon sont telles qu'elles requièrent un taux d'intérêt négatif. Ceci tend naturellement à creuser un écart entre la série estimée et la série effective.

Cependant, une fois de plus la bonne qualité de l'ajustement est globalement bonne puisque la moyenne des écarts est égale à 0.0013. Cet écart n'excède pas 1.16 points de pourcentage. La cible d'inflation ainsi estimée est de 2.22%, un chiffre tout à fait plausible qui conforte la vraisemblance des estimations. Une nouvelle fois la substitution de π_t par π_{t+12} ne permet pas de rejeter la significativité (à 1%) des coefficients de réaction associés au taux de croissance annuel des cours boursiers et à l'évolution trimestrielle du taux d'intérêt de long terme domestique. Tout juste relève-t-on la légère baisse de valeur de ces coefficients par rapport aux estimations de la section 2 (passant respectivement de 0.042 à 0.038 pour les cours boursiers et de 0.085 à 0.032 pour le taux long).

Enfin la règle (5) permet également de bien caractériser la fonction de réaction de la Bundesbank, comme le montre le graphique 3. L'écart moyen entre le taux effectif et le taux calculé à partir des coefficients estimés du modèle de base est de -0.019 et n'excède pas 0.8 points si on exclue les deux premières années d'estimation. Certes ce résultat peut être à priori surprenant si on considère le fait que l'Allemagne a officiellement poursuivi une stratégie de cible d'agrégat monétaire au cours de cette période. En fait, rétrospectivement, le régime de politique monétaire allemand est très éloigné d'une règle friedmanienne de croissance monétaire à taux constant. Dans la pratique, la Bundesbank a manqué sa cible près d'une fois sur deux, parfois à cause d'autres objectifs tels que l'ouput ou le taux de change. Les résultats de l'estimation du modèle de base confirment donc les analyses de Bernanke & Mishkin (1997) et de Mishkin (1999) (sauf en début de période) qui qualifient la politique monétaire allemande de « cible d'inflation hybride ».

La comparaison de l'estimation du modèle de base avec celle de Clarida et al. (1998) indique que le comportement de la banque centrale allemande a été stable au cours des années quatre-vingt dix, avec un coefficient de réaction β égal à 1.58 et un coefficient γ situé aux alentours de 0.2. La cible d'inflation (π^*) estimée à partir de la relation (8) est égale à 2.15%. Quoiqu'assez sensiblement affecté en valeur, le coefficient de réaction θ associé successivement au taux de long terme domestique et à l'évolution semestrielle du taux de change demeure significatif.

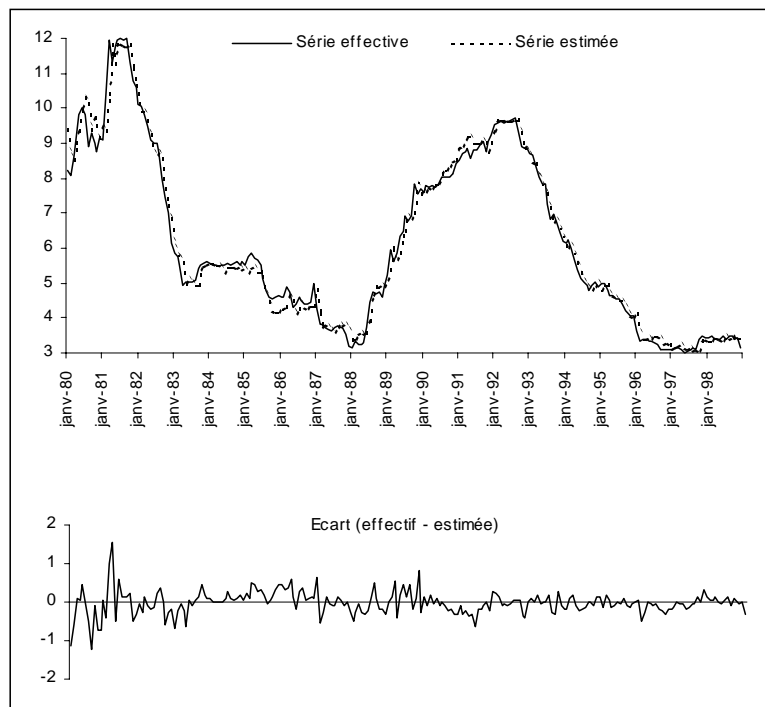


FIG. 3: Série effective et série estimée - Allemagne

N-Zélande	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base (2)	0.958*** (0.004)	2.815*** (0.319)	0.074*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	- (-)	I_{NZ}
Configuration 1	0.958*** (0.005)	2.141*** (1.102)	0.112*** (0.033)	-0.854*** (0.274)	- (-)	I_{NZ}
Configuration 2	0.958*** (0.005)	2.141*** (1.102)	0.112*** (0.033)	0.004 (★)	- (-)	I_{NZ}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.955*** (0.005)	2.857*** (0.320)	0.067*** (0.008)	-0.030*** (0.008)	-0.023* (0.012)	I_{NZ}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme	0.959*** (0.005)	2.356*** (0.598)	0.111*** (0.025)	-0.084*** (0.023)	0.088*** (0.028)	$I_{NZ} + tdcr1$
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US	0.964*** (0.005)	3.433*** (0.715)	0.111*** (0.025)	-0.075*** (0.020)	0.095*** (0.022)	$I_{NZ} + tdcr1us$
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>)	0.951*** (0.004)	2.976*** (0.761)	0.129*** (0.030)	-0.097*** (0.035)	0.074*** (0.020)	$I_{NZ} + ectx$ $+tdcr1$
$I_{NZ} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, dlpa_{t-1}, \dots, dlpa_{t-6}, \Delta TW I_{t-1}, \dots, \Delta TW I_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(38)} = 8.41$ avec SL = 0.999						
Estimation (1991 : 1 – 1999 : 8), $\pi^* = 1.85$, (★) : $\chi^2_{(1)} = 0.026$ avec SL = 0.87						
Canada	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base (2)	0.942*** (0.007)	2.080*** (0.078)	0.085*** (0.014)	-0.016*** (0.004)	- (-)	I_{Ca}
Configuration 1	0.934*** (0.006)	2.126*** (0.079)	0.072*** (0.010)	-0.032*** (0.007)	- (-)	I_{Ca}
Configuration 2	0.934*** (0.006)	2.126*** (0.079)	0.072*** (0.010)	-0.004 (★)	- (-)	I_{Ca}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme	0.940*** (0.005)	1.796*** (0.088)	0.083*** (0.012)	-0.016*** (0.004)	0.042*** (0.006)	$I_{Ca} + tdcr1$
$I_{NZ} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, tdcpa_{t-1}, \dots, tdcpa_{t-6}, dtdc6_{t-1}, \dots, dtdc6_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(38)} = 10.00$ avec SL = 0.999						
Estimation (1989 : 1 – 1999 : 5), $\pi^* = 2.10$, (★) : $\chi^2_{(1)} = 0.34$ avec SL = 0.56						
Australie	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base (2)	0.955*** (0.003)	3.048*** (0.154)	- (-)	- (-)	- (-)	I_{Au}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcr1</i>)	0.958*** (0.002)	3.004*** (0.122)	- (-)	- (-)	0.005 (0.006)	$I_{Au} + tdcr1$
$I_{Au} = \text{constante}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta pa_{t-1}, \dots, \Delta pa_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta tdc dol_{t-1}, \dots, \Delta tdc dol_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(28)} = 9.42$ avec SL = 0.999						
Estimation (1989 : 1 – 1999 : 5), $\pi^* = 3.15$						
***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%						

TAB. 8: Estimation de la règle des pays à cible d'inflation ($n = 12$)

Le tableau 8 témoigne des effets du passage de π_t à π_{t+12} pour les trois pays à cible d'inflation étudiés. L'estimation de la règle de base de la Banque de Nouvelle-Zélande révèle que les coefficients de réaction associés au change et à l'ICM sont significativement différents de zéro. La cible d'inflation implicite π^* qui vaut 1.85% est cohérente avec la fourchette officielle de 0%-3%. Le graphique 4 atteste de la qualité de l'ajustement obtenu. La moyenne des écarts entre la série estimée et effective vaut ≈ 0.0006 avec un écart maximal n'excédant pas 1.4 points de pourcentage. Afin d'étudier plus finement la pertinence de la spécification de la règle (7), la définition de variables *dummy*¹³ va permettre d'estimer les valeurs des coefficients ω_1 et ω_2 suivant les deux configurations évoquées dans la section 3. Les résultats sont reproduits dans les deuxième et troisième lignes du tableau 8.

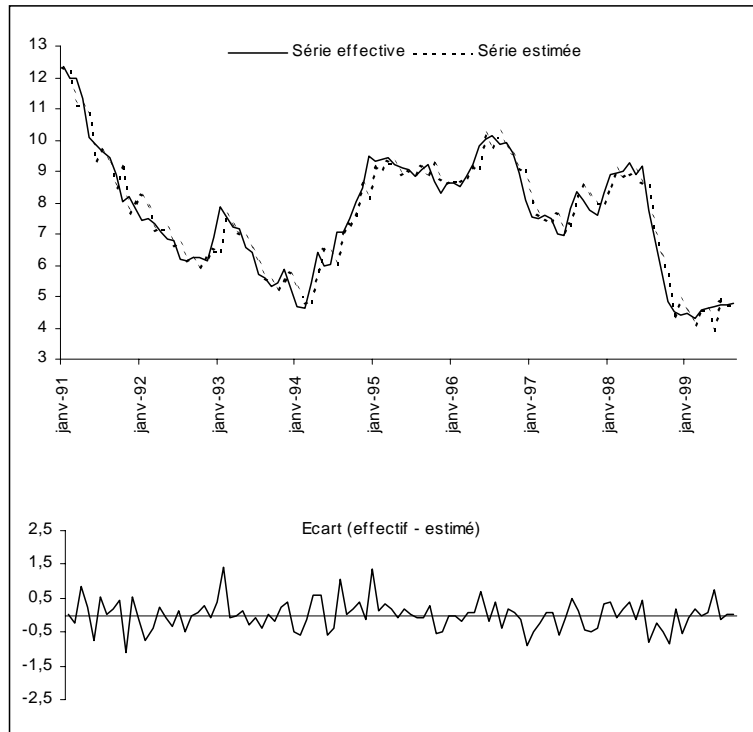


FIG. 4: Série effective et série estimée - Nouvelle - Zélande

Dans le premier cas (hausse de l'ICM désiré et dépréciation du taux de change), on constate que les autorités monétaires réagissent très vigoureusement à la baisse du change : ω_2 vaut -0.854. Dans le second cas (hausse de l'ICM désiré et appréciation du change), la réaction de la Banque Centrale Néo-Zélandaise à l'égard du change est négligeable, positive et non significative ; en d'autres termes, dans une telle configuration, la banque centrale laisse le taux de change resserrer les conditions monétaires dans le sens requis sans intervenir. La relation (7) retenue pour estimer les fonctions de réaction des banques centrales utilisant un ICM comme cible opérationnelle semble donc appropriée. Par ailleurs, le taux de croissance de l'indice boursier apparaît significativement différent de zéro (à 10%) mais, curieu-

¹³ Les modalités et les détails des résultats figurent en annexe

sement, avec un signe négatif. De plus, les taux d'intérêt de long terme domestique et américain sont significatifs à 1%.

La seconde partie du tableau 8 reproduit les résultats obtenus pour le Canada. Conformément à toute attente, le coefficient ω_2 est négatif et plus faible qu'en Nouvelle-Zélande où le poids attribué au change (λ) dans le calcul de l'ICM est plus important. Tous les coefficients sont significativement différents de zéro. La cible d'inflation implicite est de 2.10%, ce qui est conforme avec la fourchette officielle comprise entre 1% et 3% et avec le taux d'inflation moyen (2.40%) sur la période d'estimation. Le graphique 5 reproduit l'écart entre la série effective et la série simulée. La moyenne des écarts est très faible (0.0006). L'écart maximal ne dépasse pas 1.60 points de pourcentage. Les deuxième et troisième lignes du tableau 8 indiquent que lorsque l'ICM désiré s'accroît alors que le taux de change se déprécie, le coefficient ω_2 est deux fois plus élevé que dans le cas général. De plus, comme dans le cas néo-zélandais, la Banque du Canada ne réagit pas au change (ω_2 non significatif) lorsque une hausse de l'ICM désiré est associée à une hausse du taux de change. La ligne suivante indique que le taux de long terme domestique résiste à la présence de π_{t+12} ; une hausse de 10% du taux de long terme au cours du trimestre passé entraînant un relèvement du taux directeur de 42 points de base.

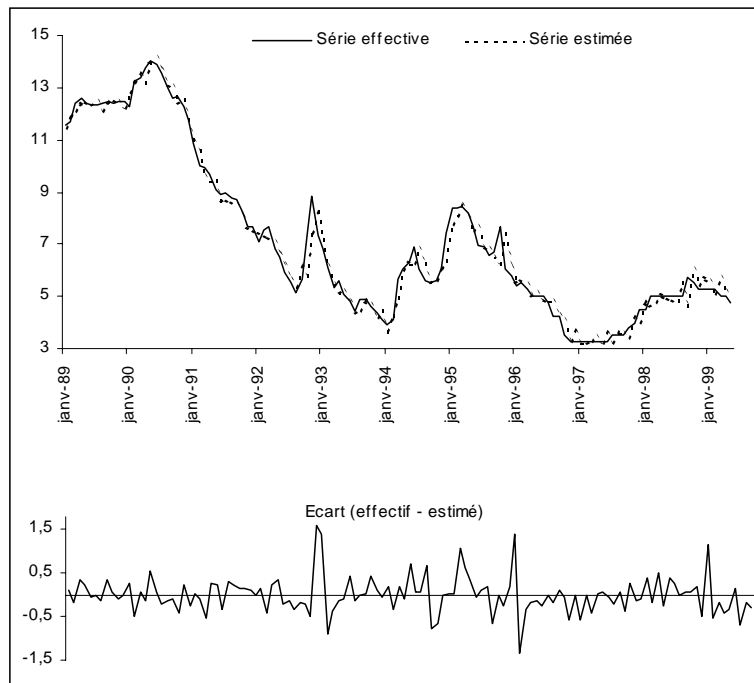


FIG. 5: Série effective et série estimée - Canada

La dernière partie du tableau 8 résume les résultats obtenus pour l'Australie. Le modèle de base indique que la réaction de la Banque d'Australie au taux d'inflation anticipé est forte (3.05). La cible calculée à partir des estimations s'élève à 3.15%, soit un chiffre qui correspond un peu près à la borne haute de la fourchette officielle de 2%-3% et proche de l'inflation moyenne sur la période étudiée (3.04%). Le gra-

phique 6 montre qu'on parvient assez bien à décrire le comportement des autorités monétaires australiennes à l'aide des seuls taux d'inflation anticipée et taux d'intérêt retardé. La moyenne des écarts est de -0.004 . L'écart maximal ne dépasse pas 0.98 point de pourcentage en valeur absolue. On constate que le taux de long terme ne résiste pas à l'introduction de π_{t+12} . Ceci permet d'affirmer que la banque centrale australienne utilise le taux de long terme domestique comme simple indicateur avancé.

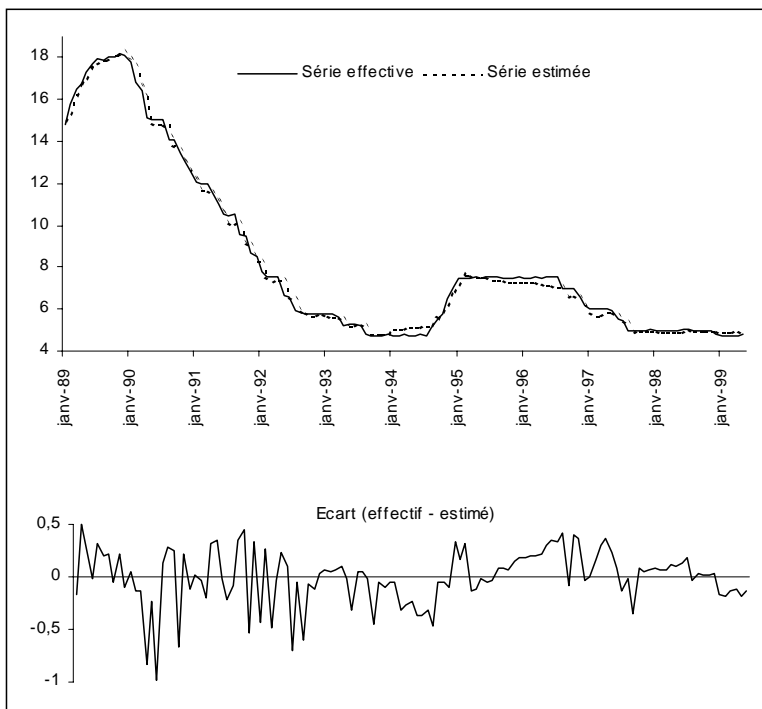


FIG. 6: Série effective et série estimée - Australie

4.2 Etude de la robustesse des résultats

Si une estimation sur longue période permet d'accroître la qualité de la régression, il est peu probable que les fonctions de réaction des banques centrales aient été parfaitement stables au cours du temps. Autrement dit, les coefficients ρ_1 , ρ_2 , γ et β ont dû bouger au cours du temps. C'est ce que montre le graphique 7 obtenu en estimant la règle (5) de façon récursive (estimation depuis le premier point jusqu'au début 1987, puis en ajoutant successivement un point jusqu'à la fin de l'échantillon). Concernant la Fed, on constate que dans les années quatre-vingt, le coefficient de réaction associé à l'inflation était relativement faible (de l'ordre de 1.1). L'investiture de A. Greenspan est marquée dans les années qui suivent par un comportement plus agressif à l'égard du contrôle des prix : le coefficient β augmente sensiblement à partir de la fin des années quatre-vingt pour se stabiliser aux alentours de 1.7 à partir de 1994. Il en va de même pour le « degré de gradualisme » : la somme des coefficients ρ_1 et ρ_2 ne cesse de s'accroître de 1987 à 1994, pour se stabiliser autour de 0.91. L'interprétation de l'évolution du paramètre γ est plus problématique, en

particulier pour la fin des années quatre-vingt et le début des années quatre-vingt dix où γ est négatif. Ceci illustre sans doute la limite inhérente à la fréquence mensuelle des données qui contraint à l'utilisation de la production industrielle plutôt que le PIB pour calculer l'output gap. Les valeurs de γ sont donc sans doute erronées par rapport au comportement « effectif » des banques centrales.

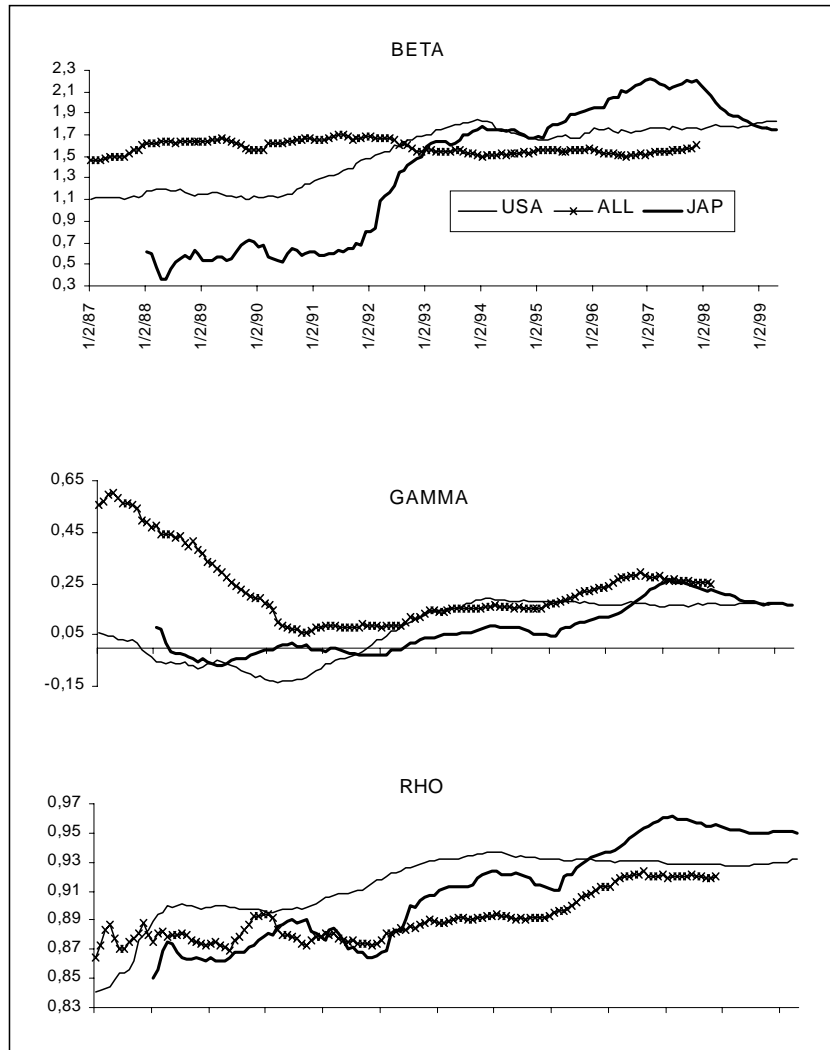


FIG. 7: Evolution des paramètres de la règle de base (Pays du G3)

La fonction de réaction de la Banque du Japon est de loin la moins stable. Le coefficient de réaction relatif à l'inflation (β) est très faible durant la décennie quatre-vingt (environ 0.6). Ce n'est qu'à partir de 1992 que β s'accroît nettement pour atteindre finalement 2 en fin de période. Cela se traduit dans les faits par une politique laxiste dans les années quatre-vingt suivie d'une période de politique monétaire très rigoureuse dans les années quatre-vingt dix. L'évolution de γ suscite les mêmes remarques que dans le cas américain ; il est surprenant d'obtenir un coefficient de réaction négatif associé à l'output gap entre 1988 et 1992. Cette

instabilité tranche véritablement avec le comportement de la Bundesbank qui, à l'aune du graphique 7, témoigne d'une grande régularité (β est toujours proche de 1.5 et ρ oscille entre 0.87 et 0.90). Toutefois, l'évolution du coefficient de réaction γ soulève également quelques interrogations. En particulier le calcul de l'output gap via la production industrielle peut être de nature à « brouter » les estimations, en particulier quand le secteur des services est important. C'est pourquoi deux tests complémentaires sont envisagés : l'un sans l'output gap et l'autre en utilisant le PIB plutôt que la production industrielle. A cet effet, les séries trimestrielles de PIB sont mensualisées moyennant application de la formule suivante :

$$g_t = \left(\frac{PIB_t}{PIB_{t-1}} \right)^{1/3} \Leftrightarrow 1$$

où g_t représente le taux de croissance mensuel du PIB au t^{eme} trimestre. A chaque début de trimestre, le taux de croissance mensuel se modifie donc conformément à cette formule et demeure constant pour les trois mois qui suivent. Par suite, la formule en chaîne $PIB_{i,t} \times (1 + g_t)$ qui calcule le niveau du PIB au i^{eme} mois du t^{eme} trimestre permet de définir un niveau de PIB mensuel sachant qu'il retrouve à chaque fin de trimestre son niveau effectif¹⁴. Les séries de PIB ainsi mensualisées sont utilisées pour calculer un output gap suivant la même procédure qu'avec la production industrielle.

Au-delà des limites inhérentes à la construction des séries d'output gap, les résultats très favorables (au sens où on rejette souvent l'hypothèse nulle du test de *Student*) de la section précédente pourraient provenir de la spécification *forward-looking* de la règle estimée. La règle 5 stipule que les autorités monétaires sont résolument tournées vers le futur alors qu'en pratique les séries de PIB ou de production industrielle sont soumises à de nombreuses révisions ; il n'est pas rare que les statistiques définitives d'un trimestre donné soient publiées deux trimestres plus tard. Les banques centrales doivent alors certes réagir aux évolutions anticipées de l'inflation et de l'output gap mais également adapter leur comportement, c'est à dire ajuster l'évolution souhaitée des taux directeurs, aux erreurs de mesure passées. Par ailleurs, les prix d'actifs (et en premier chef les cours boursiers) intègrent instantanément ces corrections. Si l'on se réfère à la règle (5), il y aurait donc dans les prix d'actifs une information - les corrections statistiques - pertinente pour expliquer l'évolution du taux d'intérêt de court terme et qui serait absente des autres arguments de la règle (en particulier de π_{t+12}), ce qui, de façon générale, expliquerait la significativité de certaines variables financières.

Pour valider une telle hypothèse, l'idéal serait de construire une série d'erreurs d'anticipation, c'est à dire une série d'écarts entre les prévisions et la réalisation des variables objectifs, et de l'introduire dans la règle. Il n'existe malheureusement pas d'historique sur les prévisions de type *consensus forecast*. Une autre façon de procéder consiste à introduire des variables passées dans l'estimation (en particulier pour les séries d'output gap construites à partir des indices définitifs de production industrielle). La prise en compte de l'output gap passé (en plus de sa valeur cou-

¹⁴Par exemple, le PIB en mars se calcule tel que $PIB_{3,1} = PIB_{2,1} \times (1 + g_1)$, et le PIB en avril sera $PIB_{1,2} = PIB_{3,1} \times (1 + g_2)$.

rante anticipée) permet de mieux spécifier la conduite de la politique monétaire qui certes est par nécessité *forward-looking*, du fait de son horizon d'action, mais qui néanmoins doit tenir compte des erreurs passées.

Le tableau 9 reproduit les résultats induits par ces modifications. Concernant les États-Unis, l'introduction de l'output gap calculé à partir du PIB mensualisé ou celle de l'output gap passé en plus de sa valeur courante font sensiblement baisser le coefficient de réaction associé au taux de long terme, mais il n'est jamais possible de rejeter sa significativité (partie A). De même, le coefficient de réaction de la Banque du Japon associé aux cours boursiers perd près d'un tiers de sa valeur lorsque le passé de l'output gap est explicitement pris en compte, mais demeure significatif au seuil de 10%. Mais cela n'a aucun effet sur la réaction estimée au taux de long terme domestique. Sans surprise, c'est pour l'Allemagne que le retrait de l'output gap a le plus d'effet : dans ce cas, il n'est en effet plus possible d'affirmer que le change est un objectif pour la Bundesbank (partie C). Enfin, la dernière partie du tableau 9 indique que le coefficient de réaction de la banque centrale néo-zélandaise associé au taux de croissance des cours boursiers n'est plus significatif une fois considéré le PIB pour calculer l'output gap. Aucun effet notable n'est à signaler pour le compte du Canada.

	ρ	β	γ	$\sum \gamma_i$	θ	
A - États-Unis						
Ogap PIB <i>tdcrl</i>	0.927*** (0.024)	1.236*** (0.145)	0.601*** (0.119)	— —	0.037*** (0.005)	
Ogap (PI) décalés <i>tdcrl</i>	0.949*** (0.018)	2.110*** (0.257)	— —	0.266** (*)	0.018*** (0.007)	
B - Japon						
Ogap (PI) décalés <i>tdcpa</i>	0.952*** (0.006)	1.614*** (0.265)	— —	0.159*** (**)	0.024* (0.014)	
C - Allemagne						
Sans Ogap <i>dtcdol</i>	0.881*** (0.012)	1.857*** (0.115)	— —	— —	-0.001 (0.015)	
	ρ	β	γ	ω_1	ω_2	θ
D - N-Zélande						
Ogap PIB <i>tdcpa</i>	0.947*** (0.007)	2.341*** (0.474)	0.820*** (0.132)	0.056*** (0.009)	-0.025*** (0.008)	-0.0007 (0.016)
(*) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi^2_{(1)} = 6.31$ avec $SL = 0.012$ ($lags = 3$)						
(**) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi^2_{(1)} = 11.74$ avec $SL = 0.000$ ($lags = 2$)						

TAB. 9: Robustesse des résultats ($n = 12$)

Par conséquent, les hypothèses soulevées ci-dessus s'avèrent éloquentes, et la prise en compte de l'output gap passé tout comme celle du PIB pour le calcul de l'output gap (le tout associé à π_{t+12}) remettent en cause une partie des résultats précédents. Au final, le tableau 10 propose de récapituler l'ensemble des résultats obtenus jusqu'ici. A la question est-ce que telle banque centrale réagit à l'évolution de telle variable financière, si la réponse est « oui » en italique, cela signifie qu'au vu des tests effectués le prix d'actif en question est utilisé comme simple indicateur, tandis que figurent en caractères gras les prix d'actifs qui s'avèrent être des objectifs de politique monétaire à part entière.

	Actions	Immobilier	<i>Spread</i>	Taux longs	Taux longs US	Taux de change
États-Unis	non	non	non	oui	-	non
Allemagne	non	-	non	oui	non	<i>oui</i>
Japon	oui	-	non	oui	non	non
N.-Zélande	<i>oui</i>	-	-	oui	<i>oui</i>	oui
Canada	non	-	-	oui	non	oui
Australie	non	-	-	<i>oui</i>	non	non

TAB. 10: Récapitulatif des résultats

Ainsi, apparaissent comme des indicateurs de politique monétaire le taux de change pour la Bundesbank, les cours boursiers pour la Banque néo-zélandaise et le taux de long terme domestique pour la banque centrale australienne. Ensuite, toutes les autorités monétaires – moins la banque centrale australienne – assignent au taux long un rôle de premier plan. C'est sans doute le corollaire du comportement graduel des autorités monétaires : comme elles s'efforcent de lisser l'évolution de leurs taux directeurs et comme ce sont ces derniers qui déterminent les taux longs (suivant la théorie pure des anticipations), alors il n'est pas étonnant de conclure que les banques centrales s'efforcent de lisser les évolutions de taux longs. Sans surprise, le taux de change constitue également un objectif final pour les autorités néo-zélandaises et canadiennes. Enfin, comme Bernanke & Gertler (1999), nous montrons que la Banque du Japon a activement cherché à lisser les évolutions boursières au cours des deux précédentes décennies.

5 Comportement asymétrique des banques centrales ?

Le comportement de la Banque du Japon est particulier dans le sens où c'est le seul pays pour lequel il est impossible de rejeter la présence des cours boursiers de la fonction de réaction. Il serait par ailleurs intéressant d'étudier si cette réaction a été symétrique, autrement dit si les autorités nipponnes ont identiquement réagi à la hausse comme à la baisse du cours des actions. Pour tester cette hypothèse, une variable dummy D est créée. Elle vaut 1 lorsque le taux de croissance (en glissement annuel) des cours est négatif et 0 sinon. La règle (5) est alors estimée en ajoutant une variable dummy D qui vaut 1 si le taux de croissance annuel des cours boursiers (z_t) est négatif et 0 sinon. Soit :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+12} + \gamma x_t + \theta_1 \times D \times z_t + \theta_2 z_t] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le tableau 11 montre que la réaction des autorités monétaires japonaises aux évolutions des cours boursiers est asymétrique : le supplément d'effet des cours boursiers quand ils chutent (par rapport à quand ils augmentent) sur le taux directeur est mesuré par θ_1 . Celui-ci est significatif au seuil de 10% et positif (que les valeurs de l'output gap passé soient introduites ou pas). Au total, le coefficient de réaction ($\theta_1 + \theta_2$) vaut 0.178 (0.132 dans le cas où est introduit l'output gap passé) et la nullité de somme des deux coefficients ne peut être rejetée au seuil de 5% (10%)¹⁵. La Banque du Japon a donc eu un comportement asymétrique vis à vis des cours boursiers au cours des deux précédentes décennies.

	ρ	β	γ	$\sum \gamma_i$	θ_1	θ_2
Modèle avec indice boursier et dummy D	0.957*** (0.008)	1.454*** (0.409)	0.257* (0.084)	— (—)	0.246* (0.145)	−0.068 (0.057)
Modèle avec indice boursier avec dummy et Ogap décalés	0.954*** (0.008)	1.479*** (0.377)	— (—)	0.225*** (*)	0.166* (0.098)	−0.034 (0.054)

(*) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi^2_1 = 8.97$ avec $SL = 0.002$ ($lags = 2$)

TAB. 11: Comportement asymétrique de la Banque du Japon

Ce constat implique deux remarques. Tout d'abord, ce n'est pas un résultat très surprenant. Si la nécessité d'injecter des liquidités et de baisser les taux d'intérêt est une stratégie souvent préconisée et mise en oeuvre (sauf peut-être en 1929 aux États-Unis) pour soulager un système financier en proie à de sérieuses difficultés, jamais il n'a été question de resserrer la politique monétaire pour contrer une dynamique pourtant reconnue comme spéculative. Tout juste les banquiers centraux se contentent-ils d'effets d'annonce et renoncent à tout resserrement monétaire, certes légitime en présence d'une bulle financière, mais difficile à justifier en l'absence de tensions inflationnistes notoires. Un tel comportement fait effectivement naître l'idée d'une asymétrie dans la réponse des banques centrales à l'égard des prix d'actifs et des cours boursiers en particulier. Il engendre naturellement un problème d'aléa moral qui encourage et cautionne les comportements financiers risqués et spéculatifs que les autorités monétaires cherchent à priori à combattre. Ceci peut expliquer la confiance excessive qui caractérise la grande majorité des investisseurs (Shiller (2000)). Ce sentiment suivant lequel en cas de tendance fortement baissière des marchés, les autorités monétaires assoupliraient leur comportement pour soutenir le marché est également rapporté par Cecchetti et al. (2000). Le questionnaire qu'ils soumettent à des responsables de Fonds et à des économistes révèle sans ambiguïté qu'une majorité écrasante de personnes interrogées jugent le comportement des banques centrales (la Fed en l'occurrence ici) asymétrique vis à vis des cours boursiers. Les résultats répertoriés dans le tableau 11 tendent à accréditer cette thèse pour le compte de la Banque du Japon.

La seconde remarque a trait au débat concernant le bien-fondé de l'introduction des prix d'actifs dans les règles monétaires. Dans leur article, Bernanke & Gertler (1999) développent un modèle supposé reproduisant les principaux mécanismes de

¹⁵Dans le premier cas, le test de restriction indique que le $\chi^2_{(1)}$ vaut 3.83 avec un seuil de significativité égal à 0.05, et dans le second cas $\chi^2_{(1)} = 2.80$ avec $SL = 0.093$.

transmission des prix d'actifs sur l'économie réelle (le mécanisme d'accélérateur financier et les effets de richesse) qui est soumis à un certain nombre de chocs. Les résultats de ces simulations les conduisent à conclure qu'une règle incorporant les cours boursiers est moins performante en termes de stabilisation de l'inflation et de l'output gap qu'une règle de type *Taylor*. Comme ils montrent par ailleurs que la Banque du Japon a réagi aux évolutions des cours boursiers, ils en déduisent que ce comportement est responsable des déboires enregistrés par l'économie japonaise, en particulier à la fin des années quatre-vingt¹⁶. Cependant, que les autorités monétaires aient cherché à crever la bulle n'est pas en soit un objectif dénué de fondement. Kent & Lowe (1997) légitiment l'utilisation préventive de la politique monétaire au regard du coût relativement faible d'une hausse précoce du taux d'intérêt comparé à celui d'un éclatement tardif d'une bulle spéculative¹⁷. De plus, l'argumentation de Bernanke & Gertler (1999) serait manifestement convaincante si Cecchetti et al. (2000) n'avaient montré, à partir du même modèle (moyennant quelques modifications mineures et justifiées telle que l'introduction de l'output gap) qu'il est au contraire optimal pour la politique monétaire de réagir aux évolutions des cours boursiers.

Par conséquent, le problème mis en évidence par Bernanke & Gertler (1999) au sujet de la politique japonaise n'est certainement pas dû à la présence significative des cours boursiers dans la fonction de réaction de la Banque du Japon, mais plutôt au comportement asymétrique (décrit par le tableau 11) de cette dernière et, de fait, à sa réaction tardive. Il serait donc intéressant de développer un modèle dans la lignée de celui de Bernanke & Gertler (1999) en considérant les apports de Cecchetti et al. (2000) afin d'étudier les conséquences d'une politique monétaire asymétrique à l'égard des prix d'actifs.

Il faut noter toutefois que les estimations réalisées dans cet article se réduisent à étudier le comportement « moyen » ou général des banques centrales à l'égard de certaines variables financières. S'il s'avère que mis à part la Banque du Japon aucune des banques centrales étudiées ne réagit aux évolutions des cours boursiers, cela ne signifie pas qu'en certaines circonstances les évolutions financières n'ont pas influé sur l'orientation de la politique monétaire. Le krach de 1987 a par exemple suscité un assouplissement de la politique monétaire américaine. De même, les difficultés rencontrées par le fonds *Long Term Capital Management* (LTCM) ne sont certainement pas étrangères à la baisse, administrée à trois reprises à la fin de l'année 1998, des taux directeurs américains¹⁸. La méthode d'estimation utilisée ici ne permet pas de rendre compte de ces épisodes de façon rigoureuse. Par ailleurs, la question de la relation entre politique monétaire et prix d'actifs n'a resurgi que très récemment, depuis le fameux discours d'A. Greenspan en décembre 1996 stipulant l'inquiétude de la Fed au sujet de l'*exubérance irrationnelle* des marchés boursiers américains. Les estimations de cet article qui étudient le comportement des banques

¹⁶ "The rate increase was undertaken with the intention of curbing the stock market and the attempt was too successful for the good of the economy. Asset prices collapsed; and because Japan's financial arrangements were particularly sensitive to asset values, the real economy collapsed as well".

¹⁷ Les effets des prix d'actifs sont dissymétriques : l'impact d'une chute de prix d'actifs est plus important que celui d'une hausse, en raison non seulement des phénomènes brutaux de krach mais également des propriétés asymétriques du mécanisme d'accélérateur financier.

¹⁸ Ce qui ne manque pas d'alimenter l'idée d'un comportement asymétrique.

centrales au cours des deux précédentes décennies et qui ne peuvent bien entendu pas - pour des raisons de degré de liberté¹⁹ - se concentrer sur les seules quatre ou cinq dernières années. Mais il ne serait pas surprenant que ce même exercice répété dans quelques années parvienne à révéler qu'à la fin des années quatre-vingt dix les cours boursiers ont été des arguments significatifs des fonctions de réaction des banques centrales.

Conclusion

Plusieurs raisons peuvent conduire les banques centrales à réagir aux évolutions financières. En premier lieu, les mutations financières des années quatre-vingt ont bouleversé le cadre d'exercice de la politique monétaire. En réponse à cela, les banques centrales se sont tournées vers un objectif quantitatif d'inflation qu'elles cherchent à atteindre directement. A cet égard, les prix d'actifs tels que les cours boursiers ou la structure par terme des taux, eu égard à leurs qualités prédictives, peuvent légitimement intéresser les autorités monétaires. Ils sont des signaux concernant aussi bien la nature des chocs, les anticipations des agents que la crédibilité de la politique monétaire. Certes, encore faut-il parvenir à décrypter ces signaux sans ambiguïté. En second lieu, dans la mesure où l'expérience d'un grand nombre de pays (Japon, pays scandinaves, Royaume-Uni, etc.) montre que des dysfonctionnements financiers tels que les bulles spéculatives ont de sévères répercussions sur l'économie réelle et donc sur l'inflation, objectif final des banques centrales, ces dernières peuvent chercher à contrer des évolutions financières jugées incompatibles avec la stabilité de l'économie.

De ce fait, les conclusions des enquêtes stipulant que les banques centrales font de plus en plus référence aux évolutions financières ne sont pas étonnantes. La tentation est donc forte d'estimer dans quelles mesures les autorités monétaires réagissent à ces variables. S'inspirant de la voie tracée par Clarida et al. (1998) en matière d'estimation de règles monétaires, diverses variables financières ont été introduites dans les fonctions de réaction des pays du G3, puis dans celles de trois pays qui se sont récemment ralliés à une stratégie de cible d'inflation.

Les premiers tests consistant à estimer les règles monétaires de ces pays en considérant explicitement la seule information disponible en t (l'inflation et l'output gap courants) indiquent qu'un certain nombre de variables financières ne peuvent être exclues de leurs fonctions de réaction, même lorsqu'un indice synthétique de conjoncture est ajouté. Le passage de π_t à π_{t+12} permet toutefois de rejeter certains prix d'actifs : nous les interprétons comme des indicateurs avancés faisant l'objet d'une attention particulière de la part des autorités monétaires, mais qui cessent d'être statistiquement significatifs une fois prise en compte l'inflation future. Les variables financières qui au contraire ne peuvent être rejetées – en dépit des tests de robustesse – sont considérées comme des objectifs à part entière, les banques centrales s'efforçant de lisser leurs évolutions.

¹⁹ D'autant plus que les propriétés asymptotiques des estimateurs des GMM requièrent un échantillon suffisamment important.

Ainsi il s'avère que le taux de change, les cours boursiers et le taux de long terme domestique sont des indicateurs avancés de politique monétaire pour respectivement la Bundesbank, la Banque néo-zélandaise et la banque centrale australienne. En outre, toutes les banques centrales étudiées semblent lisser l'évolution des taux de long terme (sauf la Banque australienne pour laquelle le taux long est un simple indicateur). Globalement, une hausse des taux d'intérêt de long terme de 10% au cours du trimestre passé entraînerait une hausse des taux directeurs comprise entre 20 et 90 points de base, soit un chiffre certainement trop faible pour provoquer un phénomène de circularité. Comme les autorités monétaires néo-zélandaises et canadiennes utilisent officiellement un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM) comme cible opérationnelle, le fait de conclure que le taux de change est un objectif de politique monétaire pour ces deux pays n'est pas surprenant. Ces conclusions ne signifient pas que chacune des banques centrales ne se réfère jamais à d'autres prix d'actifs. Les conditions financières peuvent épisodiquement influencer sur la politique monétaire. Au-delà des arrangements officiels, une sous-évaluation importante du change peut par exemple conduire les banques centrales soucieuses du niveau d'inflation à relever les taux d'intérêt. Cependant, la technique d'estimation utilisée ici n'est pas capable de rendre compte de ces événements.

Enfin le comportement de la Banque du Japon est singulier dans la mesure où c'est la seule qui semble avoir activement réagi aux évolutions boursières au cours des deux précédentes décennies (de façon générale, une hausse de 10% de l'indice *Topix* au cours des douze mois précédents entraînerait une hausse des taux de l'ordre de 25 points de base). Bernanke & Gertler (1999) qui observent également ce résultat la désigne de ce fait en partie responsable des difficultés financières et macroéconomiques rencontrées par le Japon. Cette interprétation illustre d'ailleurs les conclusions des simulations qu'ils mènent dans la première partie de leur article et qui indiquent qu'une règle incorporant les cours boursiers est de nature à destabiliser l'économie. Cependant, Cecchetti et al. (2000) démontrent, à partir du même modèle (moyennant quelques modifications justifiées), qu'au contraire une règle intégrant les prix d'actifs est plus efficace qu'une règle de type *Taylor*. Ainsi, si le fait de prendre explicitement en compte les cours boursiers permet d'améliorer les performances de la politique monétaire, et s'il est avéré que la Banque du Japon a une part de responsabilité dans la crise financière traversée par le Japon, ce n'est pas tant la réaction systématique des autorités monétaires à l'égard des évolutions du cours des actions qui est contestable mais plutôt leur comportement asymétrique. Car en effet, des tests complémentaires révèlent que la Banque du Japon a réagi environ une fois et demi plus fortement lorsque les cours chutaient que lorsqu'ils augmentaient.

Assurément, un tel comportement asymétrique des autorités vis à vis des cours boursiers crée un aléa moral qui encourage les comportements risqués et spéculatifs, et s'avère au final contre-productif. Le relâchement monétaire opéré par la Fed en 1987 et en 1997 a également fait naître un sentiment d'asymétrie chez les investisseurs (qu'il n'est toutefois pas possible de valider économétriquement). Il serait donc intéressant d'étudier théoriquement les effets d'une telle asymétrie et d'analyser dans quelles mesures les conclusions de Cecchetti et al. (2000) résistent à une telle hypothèse.

Références

- Asprem, M. (1989), 'Stock Prices, Asset Portfolios, and Macroeconomic Variables in Ten European Countries', *Journal of Banking and Finance* (13), 589–612.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1999), Monetary Policy and Asset Price Volatility, in 'New Challenges for Monetary Policy', Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, p. 67 pages.
- Bernanke, B. & Mishkin, F. (1997), 'Inflation Targeting : A new Framework for Monetary Policy?', *NBER Working Paper Series* (5893), 30.
- Bonser-Neal, C. & Morley, T. (1997), 'Does the Yield Spread Predict real Economic Activity? A Multicountry Analysis', *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* pp. 37–53.
- Borio, C., Kennedy, N. & Prowse, S. (1994), 'Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations across Countries', *BIS Economic Papers* (40), 101 pages.
- Cecchetti, S., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhvani, S. (2000), *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Reports on the World Economy 2, International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB).
- Choi, J., Hauser, S. & Kopecky, K. (1999), 'Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries', *Journal of Banking and Finance* (23), 1771–92.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1998), 'Monetary Policy Rules in Practice : Some International Evidence', *European Economic Review* pp. 1033–1068.
- Dotsey, M. (1998), 'The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth', *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* (84/3), 31–51.
- Estrella, A. & Hardouvelis, G. (1991), 'The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity', *Journal of Finance* (XLVI (2)), 555–576.
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1997), 'The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States : Implications for the European Central Bank', *European Economic Review* (41), 1375–1401.
- Fama, E. F. (1990), 'Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity', *The Journal of Finance* (45 (4)), 1089–1108.
- FMI (2000), Asset Prices and the Business Cycle, in 'World Economic Outlook', chapter 3, pp. 77–112.
- Freedman, C. (1999), 'Le rôle des Conditions Monétaires et l'Indice des Conditions Monétaires dans la conduite de la politique', *Revue de la Banque du Canada* pp. 53–59.
- Frochen, P. (1996), 'Les Indicateurs des Conditions Monétaires', *Bulletin de la Banque de France* (30), 97–111.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1992), 'Monetary Policy Rules and the Indicator Properties of Asset Prices', *Journal of Monetary Economics* (29), 303–336.
- Gerlach, S. & Smets, F. (2000), 'MCIs and Monetary Policy', *European Economic Review* (44), 1677–1700.

- Girouard, N. & Blondal, S. (2001), 'House Prices and Economic Activity', *Economic Department Working Papers OECD* (ECO/WKP(2001)5), 49 pages.
- Goodfriend, M. (1995), Acquiring and Maintaining Credibility for Low Inflation : the US Experience, in L. Leiderman & L. Svensson, eds, 'Inflation Targets'.
- Hansen, L. (1982), 'Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators', *Econometrica* (50), 1029–1054.
- Jaillet, P. & Verdelhan, A. (1999), 'Innovations, instabilité financières et efficacité de la politique monétaire', *Contribution à la réunion des Gouverneurs des Banques Centrales de la Zone Franc (Yamoussoukro)* .
- Jondeau, E. & 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), 34 pages.
- Judd, J. P. & Rudebusch, G. D. (1998), 'Taylor's Rule and the Fed : 1970-1997', *FRBSF Economic Review* (3), 3–16.
- Kent, C. & Lowe, P. (1997), 'Asset Price Bubbles and Monetary Policy', *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* (9709), 26 pages.
- King, M. (1999), Challenges for Monetary Policy : New and Old, in 'New Challenges for Monetary Policy', Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.
- Levin, A., Wieland, V. & 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), 54 pages.
- Mauro, P. (2000), 'Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies', *IMF Working Paper* (WP/00/89), 34 pages.
- Mishkin, F. (1999), 'International Experiences with different Monetary Policy Regimes', *Journal of Monetary Economics* (43), 579–605.
- Mylonas, P. & Schich, S. (1999), 'The Use of Financial Market Indicators by Monetary Authorities', *OECD Working Papers* (223), 30 pages.
- Newey, W. & West, K. (1994), 'Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimations', *Review of Economics Studies* (61), 631–653.
- Raynaud, E. (2001), 'Fonctions de réaction des Banques Centrales : États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Japon', *Document de travail de l'OFCE* (2001-01), 57 pages.
- Roger, S. & Sterne, G. (1999), The Devil in the Detail Monetary Policy Frameworks : Issues and Measurements of Monetary Framework Characteristics', in M. in Fry et al., eds, 'Monetary Policy Frameworks in a Global Context', CCBS, Bank of England.
- Sack, B. & Wieland, V. (1999), 'Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy : A Review of Recent Empirical Evidence', *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series* (1999-39), 35 pages.
- Shiller, R. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton, N.J.

- Smets, F. & Tsatsanoris, K. (1997), ‘Why does the Yield Curve Predict Economic Activity? Dissecting the evidence for Germany and the United States’, *CEPR Discussion Paper* (1758), 33 pages.
- Smets, F. (1997), ‘Financial Asset Prices and Monetary Policy : Theory and Evidence’, *CEPR Discussion Paper* (1751).
- Sterne, G. (1999), ‘The Use of Explicit Targets for Monetary Policy : Practical Experiences of 91 Economies in the 1990s’, *CCBS Quarterly Bulletin* pp. 272–281.
- Taylor, J.-B. (1993), ‘Discretion versus Policy Rules in Practice’, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* (39), 195–214.
- Taylor, J.-B. (1999), ‘The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate setting by the European Central Bank’, *Journal of Monetary Economics* (43), 655–679.

Annexe

Variable	Symbole	formule
Taux directeur	trs	
Indice boursier	pa	
Taux de croissance de l'indice boursier	<i>tdcpa</i>	$100 \times (\log(pa_t) - \log(pa_{t-n}))$
Indice immobilier (États-Unis)	<i>house</i>	
Taux de croissance des cours immo.	<i>tdchouse</i>	$100 \times (\log(house_t) - \log(house_{t-n}))$
Taux d'intérêt de court terme	<i>rs</i>	
Taux d'intérêt de long terme	<i>rl</i>	
<i>Spread</i> de taux	<i>sp</i>	$rl - rs$
Evolution du <i>spread</i>	<i>tdcsp</i>	$sp_t - sp_{t-n}$
Evolution du taux de long terme	<i>tdcrl</i>	$rl_t - rl_{t-n}$
Taux d'intérêt de long terme US	<i>rlus</i>	
Evolution du taux de long terme US	<i>tdcrlus</i>	$rlus_t - rlus_{t-n}$
Taux de change vis à vis du \$	<i>tdcdol</i>	
Evolution du taux de change (/ \$)	<i>tdcdol</i>	$100 \times (tdcdol_t - tdcdol_{t-n})$
Taux de change vis à vis du <i>yen</i>	<i>tdcyen</i>	
Evolution du taux de change (/ <i>yen</i>)	<i>tdcyen</i>	$100 \times (tdcyen_t - tdcyen_{t-n})$
Taux de change vis à vis de l' <i>Euro</i>	<i>tdceuro</i>	
Evolution du taux de change (/ <i>Euro</i>)	<i>tdceuro</i>	$100 \times (tdceuro_t - tdceuro_{t-n})$
Taux de change effectif (Canada)	<i>tdc6</i>	
Taux de change effectif (N-Z et Aust.)	<i>TWI</i>	
Indice <i>IFO</i> (All.) en différence première	ΔIFO	$100 \times (IFO_t - IFO_{t-1})$
Indice <i>Tankan</i> (Jap.) en différence première	$\Delta Tankan$	$100 \times (Tankan_t - Tankan_{t-1})$
Indice <i>NAPM</i> (All.) en différence première	$\Delta NAPM$	$100 \times (NAPM_t - NAPM_{t-1})$
Différentiel d'évolution de taux	<i>ectx</i>	$tdcrlus - tdcrl$

$n > 1$. Pour $n = 1$ (différence première), les variables sont précédées de Δ

source : FMI, OCDE

TAB. 12: Définition des variables

$$\text{On pose } D = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta TWI > 0; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

$$\text{et } F = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta ICM < 0; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

La règle (7) estimée devient :

$$\begin{aligned} r_t = & (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+12} + \omega_1\Delta MCI_{t+1} + \omega_{21}\Delta TWI_t \\ & + \omega_{22} \times D \times \Delta TWI_t + \omega_{23} \times D \times F \times \Delta TWI_t + \omega_{24} \times F \times \Delta TWI_t] \quad (9) \\ & + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Déterminer s'il y a un effet différencié du taux de change sur r_t selon qu'il croît ou pas (alors que l' ICM est croissant) revient à étudier les deux configurations représentées dans le tableau 13. ω_2 représente le coefficient de réaction associé au taux de change.

	$D = 1$ ($\uparrow \Delta TWI$)	$D = 0$ ($\downarrow \Delta TWI$)
$F = 0$ ($\uparrow \Delta ICM$)	<i>configuration 1</i>	<i>configuration 2</i>
	$\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$	$\omega_2 = \omega_{21}$

TAB. 13: Détermination d'un effet différencié du taux de change

La configuration telle que $D = 0$ et $F = 0$ constitue la référence. Ainsi ω_{22} représente le supplément d'effet du change sur le comportement des autorités monétaires lorsque le taux de change augmente (par rapport à quand il ne monte pas), toute chose égale par ailleurs (étant donné le fait que $\Delta ICM > 0$). Les résultats des estimations réalisées pour la Nouvelle-Zélande et le Canada sont les suivants :

Coefficient	N-Zélande		Canada	
ω_1	0.112***	(0.03)	0.072***	(0.01)
ω_{21}	-0.854***	(0.27)	-0.032***	(0.006)
ω_{22}	0.858***	(0.28)	0.028***	(0.01)
ω_{23}	-1.665***	(0.46)	0.017	(0.01)
ω_{24}	0.759***	(0.24)	0.003	(0.008)

(Les écarts-types figurent entre parenthèses)

TAB. 14: Résultat des estimations avec effets différenciés – Nouvelle-Zélande & Canada

Pour la Nouvelle-Zélande : on constate que dans le cadre de référence où une hausse de l' ICM se conjugue avec une baisse du taux de change, la réaction des autorités monétaires au change est bien négative ($\omega_{21} = \Leftrightarrow 0.854$) et significative. Par

rapport à cette configuration, ω_{22} représente le supplément d'effet sur la variable dépendante quand le taux de change s'accroît (au lieu de baisser) étant donnée la hausse de l'ICM ; ce supplément d'effet est significativement différent de zéro et positif. Ceci induit par conséquent une réaction plus faible (en valeur absolue) des autorités monétaires à l'égard du change. Au total le coefficient de réaction associé au change $\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$ est égal à 0.004 et la nullité de la somme $\omega_{21} + \omega_{22}$ ne peut être rejetée à 10% ($\chi_1^2 = 0.026$ avec $SL = 0.87$). Par conséquent, lorsque le taux de change augmente en même temps que l'ICM désiré, les autorités monétaires ne réagissent pas aux évolutions du taux de change, laissant ainsi ce dernier jouer un rôle rééquilibrant.

Pour le Canada : la valeur de ω_{21} montre qu'une hausse de l'ICM désiré associée à une baisse du taux de change entraîne bien une réaction négative de la Banque du Canada ($\omega_{21} = \text{€}0.032$). Le supplément d'effet induit par une hausse du taux de change (par rapport à la configuration de référence) est mesuré par ω_{22} . Celui-ci est positif et statistiquement différent de zéro (0.028). Au total, le coefficient de réaction associé au change $\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$ vaut $\text{€}0.028$ et la nullité de la somme $\omega_{21} + \omega_{22}$ ne peut être rejetée ($\chi_1^2 = 0.34$ avec $SL = 0.56$). On parvient aux mêmes conclusions que dans le cas de la Nouvelle-Zélande ; quand l'ICM augmente en même temps que le taux de change, les autorités monétaires ne réagissent pas à l'évolution de ce dernier.

L'étude de ces deux configurations permet d'une part d'opérer une distinction claire entre stratégie de cible de taux de change et stratégie monétaire fondée sur un ICM. D'autre part, les résultats montrent que dans ce dernier cas, la réaction au taux de change n'est pas systématique et que le signe même de la relation entre taux directeurs et taux de change est susceptible de se modifier suivant les configurations. Ceci justifie l'introduction à la fois du taux de change et de l'ICM dans les fonctions de réaction des banques centrales de ces pays.

Liens entre taux d'intérêt de long terme

	Allemagne (1980–2000)	Japon (1980–2000)	N-Zélande (1990–2000)	Canada (1990-2000)	Australie (1990-2000)
<i>tdcrlus</i>	0.59	0.47	0.52	0.65	0.69

TAB. 15: Coefficients de corrélation entre évolution des taux longs domestiques et américains