

L'OFCE dispose d'un modèle multinationnel de prévision à court et moyen terme, MIMOSA, qui permet d'observer et d'anticiper les évolutions de l'économie mondiale. Ce modèle doit être régulièrement actualisé, afin de refléter le plus précisément possible les modifications du fonctionnement de l'économie mondiale. Nous présentons ici une réestimation des fonctions de comportement des Banques centrales, sous la forme de règles de fixation des taux d'intérêt de court terme proches des "règles de Taylor". Cette réestimation est l'occasion d'analyser la stabilité du comportement des Banques centrales (États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Japon) et d'étudier leurs réactions lors des épisodes récents de l'histoire économique.

**Fonctions de réaction des Banques centrales :
États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Japon**

Emilie RAYNAUD*

N° 2001 – 01
Janvier 2001

*Cet article a été écrit lors d'un stage au Département Analyses et Prévisions de l'OFCE de juillet à septembre 2000. Je remercie Catherine Mathieu et Henri Sterdyniak pour leur encadrement, leurs conseils et leur disponibilité. Je remercie également Françoise Charpin qui m'a aidée à mettre en oeuvre et interpréter les tests de stationnarité, Odile Chagny et Olivier Passet pour avoir pris du temps pour m'expliquer la complexité des situations allemande et japonaise.

L'OFCE dispose d'un modèle multinationnel de prévision à court et moyen terme, MIMOSA, qui permet d'observer et d'anticiper les évolutions de l'économie mondiale. Ce modèle doit être régulièrement actualisé, afin de refléter le plus précisément possible les modifications du fonctionnement de l'économie mondiale. Nous présentons ici une réestimation des fonctions de comportement des Banques centrales, sous la forme de règles de fixation des taux d'intérêt de court terme proches des "règles de Taylor". Cette réestimation est l'occasion d'analyser la stabilité du comportement des Banques centrales (États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Japon) et d'étudier leurs réactions lors des épisodes récents de l'histoire économique.

Table des matières

1	Contexte et choix de modélisation	6
1.1	Politique monétaire et règle de Taylor	6
1.1.1	Décrire le comportement monétaire d'un pays par une règle de Taylor : les présupposés implicites	6
1.1.2	Les métamorphoses de la règle de Taylor	7
1.2	Les débats économétriques sous-jacents	10
1.2.1	Les enseignements tirés de la littérature économique	10
1.2.2	Des séries difficiles à caractériser clairement	11
1.2.3	La procédure d'estimation finalement choisie	12
2	Une hétérogénéité flagrante des situations nationales	15
2.1	Le cadre économétrique commun des différentes estimations	15
2.2	Les États-Unis	16
2.2.1	Une politique proche du cas théorique canonique, mais perméable aux aléas de l'histoire	16
2.2.2	Une règle qui décrit bien la politique américaine	21
2.3	L'Allemagne	25
2.3.1	La réunification rend nécessaire la reconstitution de séries longues	25
2.3.2	Les déterminants de la Bundesbank	27
2.3.3	Deux formulations alternatives, pour deux approches légèrement différentes de la politique monétaire allemande	28
2.4	Le Royaume-Uni	32
2.4.1	Une sensibilisation lente aux problèmes d'inflation	32
2.4.2	Les déterminants de la politique britannique	33
2.4.3	Un revirement de politique monétaire en fin de période	34
2.5	Le Japon	39
2.5.1	Une politique perturbée	39
2.5.2	La règle de Taylor permet d'approcher les variations du taux d'intérêt	40
2.5.3	Mais les résultats restent fragiles	42

Conclusion	44
Annexes	47
A Les tests de stationnarité	47
B Prévisions du taux des bons du Trésor aux États-Unis	51
C Les <i>output gaps</i> britanniques	54

Chapitre 1

Contexte et choix de modélisation

1.1 Politique monétaire et règle de Taylor

1.1.1 Décrire le comportement monétaire d'un pays par une règle de Taylor : les présupposés implicites

Les autorités monétaires sont supposées consacrer leur instrument à la *stabilisation de l'économie autour d'un état désiré*. Elles cherchent à minimiser un critère de perte intertemporelle : réduire l'écart de l'inflation et celui de la production à leurs cibles respectives. La forme de cette fonction de perte, intertemporelle et quadratique, attribuée à la Banque centrale des préférences convexes sur l'inflation et le revenu présents et futurs. Celle-ci a un comportement de "lissage" des chocs économiques. Elle préfère répartir les effets de ces chocs sur plusieurs périodes plutôt que de les amortir en une seule fois. A cette fin, il leur est nécessaire de pouvoir *agir sur les anticipations des agents individuels*. Ceci implique que la Banque centrale est capable d'*afficher un objectif clair* auquel les agents vont se fier pour établir leurs anticipations. Ce raisonnement a conduit les économistes à parler de "règles d'engagement" ou de "règles d'objectif persistantes", opposées aux politiques discrétionnaires, moins efficaces. La Banque centrale s'engage sur les valeurs futures de l'inflation et de la production et sur l'orientation de sa politique, afin de fournir un point d'ancrage aux anticipations des agents. Cependant, si ceux-ci ne croient pas à la persistance de cette orientation, l'effet de l'engagement sur leurs anticipations sera nul. Or, les règles avec engagement posent souvent des problèmes d'incohérence temporelle : les autorités monétaires n'ont plus intérêt le moment venu à suivre la politique qu'elles s'étaient fixées dans le passé.

L'adhésion de la Banque centrale à ce type de règle n'apparaît donc pas crédible.

Alors que l'analyse macroéconomique en était arrivée à ce dilemme, les travaux de J. B. Taylor[18] ont permis de relancer l'utilisation de règles dites "opératoires ou règles d'instruments". Ce sont des règles plus simples, qui ne supposent aucun comportement préalable d'optimisation de la part des autorités monétaires. Celles-ci n'ont donc pas d'incitation à en dévier ultérieurement. Ainsi, ces règles n'attribuent pas une conduite incohérente, contradictoire, aux décideurs. Elles sont par là plus aisées à employer pour décrire le mode d'action des Banques centrales, même si elles paraissent simplistes. Elles ne rompent pas avec le cadre d'analyse du comportement des autorités monétaires décrit plus haut et s'inscrivent dans sa lignée : la conduite de la politique monétaire reste subordonnée à la volonté de stabilisation de l'économie. C'est sous cette forme que nous décrirons la politique monétaire des différents pays.

1.1.2 Les métamorphoses de la règle de Taylor

La règle initiale établie par J. B. Taylor pour les États-Unis conserve les objectifs de base de la Banque centrale : le taux d'intérêt de court terme, l'instrument principal de la politique monétaire, dépend de l'écart de l'inflation à sa cible de long terme et de l'*output gap*, ou écart de la production à cette même cible¹. J. B. Taylor la présente à titre indicatif, comme un exemple représentatif des règles de politique monétaire décrivant bien l'évolution récente des taux américains. La forme en est très simple :

$$i_t = \pi_t + 0,5.y_t + 0,5.(\pi_t - 2) + 2,$$

où π_t représente l'inflation courante, y_t représente l'*output gap* et les deux constantes la cible d'inflation que se fixe la Banque centrale, et le taux d'intérêt réel d'équilibre.

La cible d'inflation est fixée à 2%. Cette intuition a initié le développement d'une littérature abondante, dans laquelle ont été mises en œuvre de nombreuses formulations amendées, complexifiées pour prendre en compte des délais de transmission de la politique monétaire, de son degré d'inertie, des anticipations des agents ou des autorités monétaires, des erreurs d'appréciation de la Banque centrale.

¹Cet écart de production sera nommé par la suite *output gap*.

L'expression des spécificités nationales

Utiliser le canevas "règle de Taylor" pour modéliser le comportement monétaire de plusieurs pays suppose que toutes les Banques centrales réagissent aux mêmes objectifs de base. Ce parti-pris théorique trouve sa justification dans les statuts des Banques centrales, où les objectifs d'inflation et d'activité sont en général clairement exprimés. Bien que ces statuts soient récents (ils ont souvent été réécrits lors de la systématisation de l'indépendance des Banques centrales à la fin des années 1990), ils incarnent une conception du rôle des autorités monétaires qui s'est diffusée à partir de 1980. Nous avons donc commencé par respecter une homogénéité stricte entre pays, à des fins de comparaison notamment, en écrivant une règle de base identique pour tous par la forme et les variables employées. Puis, nous avons adapté la formulation de la règle au cas de chaque pays en s'inspirant des analyses économétriques disponibles ainsi que des articles analysant la politique monétaire menée dans le passé.

La spécificité de l'histoire monétaire des différentes nations est en effet notoire. Certaines tendances de politique monétaire ont certes affecté les pays développés dans leur ensemble, comme le tournant vers la "rigueur" et la lutte systématique contre l'inflation qui a marqué le passage des années 1970 aux années 1980, à la fois aux États-Unis et dans les pays européens. Toutefois, de nombreux événements, essentiels pour saisir les évolutions des taux d'intérêt, affectent exclusivement un seul pays : la crise des caisses d'épargne aux États-Unis, la réunification en Allemagne, l'éclatement de la bulle financière au Japon, la participation au Système Monétaire Européen (SME) du Royaume-Uni. En outre, les positions de chacun sur la scène internationale diffèrent et conditionnent en partie leurs décisions. Les États-Unis sont libres de leur politique, tandis que celle des autres pays dépend parfois des actions de la Réserve Fédérale. Au sein de l'Europe, l'Allemagne détient un rôle privilégié en matière monétaire. Nous avons ainsi été amenés à inclure des objectifs supplémentaires dans les règles de Taylor pour traduire les éventuelles contraintes extérieures pesant sur la conduite de la politique monétaire. Nous avons cependant toujours conservé l'équation de base comme noyau des règles amendées. La différenciation des comportements monétaires ne s'exprime donc ni par la forme même des équations, ni par une totale divergence d'objectifs, mais

par l'ajout à une politique "canonique", d'objectifs spécifiques à chaque pays.

Les contraintes de forme

La forme générale des fonctions de réaction pour lesquelles j'ai opté est plus complexe que l'équation initiale présentée par Taylor. Elle ne prend cependant pas acte de toutes les critiques et les améliorations qui ont pu être proposées dans la littérature. La règle devait rester utilisable dans le cadre d'un modèle ; une complexification trop poussée des équations, prises isolément, augmente le risque de dégrader les performances au niveau global. Ainsi, aucune variable anticipée n'a été incluse dans les équations, malgré le développement des règles dites *forward-looking*, "tournées vers le futur" dans les travaux récents en macroéconomie monétaire. S'il existe des séries représentant les anticipations d'inflation, elles ne sont pas disponibles sur longue période, ce qui ampute les estimations. Il aurait en outre fallu introduire ultérieurement une équation supplémentaire dans le modèle, afin de *prévoir* ces anticipations.

Les éléments communs aux équations des différents pays s'éloignant de la spécification initiale proposée par J. B. Taylor, sont principalement la présence du taux d'intérêt retardé, i_{t-1} et l'absence de cible définie pour l'inflation. La présence du taux d'intérêt retardé imprime une certaine inertie à la politique monétaire. Ceci implique qu'à la suite d'un choc, les autorités monétaires modifient durablement les taux d'intérêt. Le taux d'intérêt retardé permet alors de se rapprocher du comportement de "lissage intertemporel" et de recherche de crédibilité attribué à la Banque centrale par les théories qui ont précédé l'avènement de la règle de Taylor. Fixer *a priori* la cible d'inflation est apparu difficile et arbitraire, la cible d'inflation, ainsi que la valeur moyenne des taux d'intérêt réels, au lieu d'être explicitement spécifiés dans l'équation, sont donc inclus implicitement dans la constante. Les équations obtenues sont donc un compromis entre la simplicité de la règle de Taylor initiale et la technicité des dernières extensions qui en découlent.

1.2 Les débats économétriques sous-jacents

La stationnarité des séries employées est une condition nécessaire à l'application de l'économétrie dite standard. Les régressions de séries non stationnaires peuvent conduire à mal interpréter des résultats, corrects en apparence. En effet, les distributions des statistiques servant aux tests n'étant plus standards (loi normale...), certains coefficients lus comme significatifs ne le sont pas en réalité. Or les variables qui représentent les instruments de la politique monétaire, qui sont influencées par elle ou qui contribuent à la déterminer (taux d'intérêt, inflation, taux de change) s'avèrent difficiles à caractériser clairement.

1.2.1 Les enseignements tirés de la littérature économique

Les auteurs travaillant sur un même pays ne s'accordent pas forcément sur le caractère stationnaire ou non des séries qu'ils manient. Ainsi, R. Clarida, J. Gali et M. Gertler considèrent les taux d'intérêt et l'inflation comme stationnaires au Royaume-Uni, en Allemagne, aux États-Unis et au Japon [6]. N. Batini et E. Nelson présentent les mêmes conclusions pour le Royaume-Uni [2]. J. P. Judd et G. D. Rudebusch soulignent la présomption de non stationnarité du taux d'intérêt, d'inflation et de l'*output gap* américains, mais n'en concluent rien [12]. A. Brociner et O. Chagny trouvent des taux d'intérêt et d'inflation non stationnaires pour l'Allemagne [5]. Si ces conclusions, préalables aux estimations qui constituent le véritable cœur du sujet, s'appuient sur la mise en œuvre de tests, ils ne sont jamais péremptores. Les auteurs interprètent les résultats des tests avec prudence et nuancent leurs affirmations en soulignant les limites de ces derniers. Aucune série ne semble pouvoir être caractérisée avec certitude. R. Clarida, J. Gali et M. Gertler font référence à des tests Dickey-Fuller standards qui paradoxalement, aboutissent assez souvent à rejeter l'hypothèse de stationnarité qu'ils adoptent en définitive. Néanmoins, ils soulignent la faible taille de leurs échantillons, le caractère autorégressif des séries de taux et d'inflation et la faible puissance des tests, qui accentuent fortement la probabilité de conclure à la non stationnarité. L'argument finalement avancé semble davantage être la présence d'observations empiriques que les validations économétriques effectuées. J. P. Judd et G. D. Rudebusch mettent en

exergue l'incertitude résultant des tests visant à prouver la non stationnarité du taux d'intérêt, d'inflation et de l'*output gap* américains. Ils utilisent une formulation qui reste valide quel que soit le type de ces séries, mais ne se prononcent pour aucune des deux hypothèses. N. Batini et E. Nelson fondent la stationnarité de leurs séries sur des tests Dickey-Fuller augmentés. Ils apportent eux aussi quelques nuances, concernant le taux d'intérêt, "série stationnaire comportant des ruptures structurelles". Lorsque ces ruptures ne sont pas spécifiées dans le test, le taux d'intérêt apparaît non stationnaire. Les auteurs optent cependant pour la stationnarité.

1.2.2 Des séries difficiles à caractériser clairement

Ainsi, les auteurs semblent finalement se fonder davantage sur des *a priori* économiques que sur des tests économétriques pour évaluer la stationnarité des séries. Dans le domaine de la politique monétaire, il n'existe pas de consensus sur le type des variables entrant en jeu. Il est en effet difficile de relever un comportement sous-jacent persistant derrière leurs évolutions. Contrairement à la consommation ou l'épargne par exemple, elles n'obéissent pas aux décisions d'agents privés, témoignant d'une certaine constance dans leurs préférences et leurs raisonnements. Les réactions du taux d'intérêt sont affectées par les différents effets de mode qui ont pu traverser la période en matière de politique monétaire. Dans les années 1970 notamment, dans la plupart des pays, les autorités monétaires ont réagi violemment aux chocs économiques, et les taux d'intérêt ont subi des variations brusques de forte ampleur. De fait, si les taux d'intérêt et d'inflation ne peuvent pas être considérés comme stationnaires lorsqu'ils sont observés depuis 1960, ne serait-ce que par la présence des chocs et contre-chocs pétroliers, les conclusions diffèrent avec des tests réalisés sur des périodes plus courtes. Ainsi, au Royaume-Uni, il eut été absurde de parler d'une inflation stationnaire il y a dix ans, alors que depuis 1992 cela semble être le cas. Les conclusions varient selon la période choisie pour vérifier le type des séries. Il est alors difficile d'affirmer la stationnarité ou son contraire comme une propriété intangible de la série. Il existe en outre des mécanismes complexes de transmission entre variables. Les taux d'intérêt sont influencés par les évolutions de l'inflation et vice-versa. Ainsi, si les tendances actuelles de poli-

tique monétaire se poursuivent sans heurts, la fixation anticipative des taux d'intérêt va rendre l'inflation stationnaire. Une règle de Taylor devant représenter les décisions politiques s'inscrit donc dans un processus complexe : sa formulation dépend du type des séries présentes et parallèlement, les effets qu'elle engendre sont susceptibles de modifier ces caractéristiques.

1.2.3 La procédure d'estimation finalement choisie

Une série est dite stationnaire si son espérance et sa variance ne dépendent pas du temps. Ceci implique que la série ne comporte ni tendance (elle n'est pas une fonction directe du temps, $f(t)$), ni saisonnalité (elle n'est pas corrélée avec elle-même, $x_t \neq f(x_{t-k}), k \in \mathbf{Z}$), et plus généralement aucun facteur évoluant avec le temps. Pour vérifier cette caractéristique, j'ai utilisé les tests Dickey-Fuller augmentés (ADF), les seuls présentés dans les articles empiriques abordant la question de la stationnarité des séries. Ils appartiennent à la classe des tests "de racine unitaire" : l'hypothèse de stationnarité est rejetée lorsque le polynôme retard de la série, $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)x_t$, a une racine égale à 1, soit $\rho = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p = 1$. Ils font partie des tests les plus anciens en la matière, et ont été abondamment décrits au fur et à mesure des progrès de l'économétrie. Le reproche principal formulé à leur encontre souligne leur faible puissance à distance finie. La puissance correspond dans ce cadre à la probabilité de rejeter la non stationnarité quand la véritable racine autorégressive du processus est $\bar{\rho}$. Elle est fonction de cette racine, $\bar{\rho}$. Idéalement, un test fiable devrait avoir une puissance très proche de 1 dès que $\bar{\rho}$ est inférieure à l'unité. Or à distance finie, il devient très difficile de distinguer entre une série pour laquelle $\bar{\rho} = 1$ et une pour laquelle $\bar{\rho} = 0,99$. La faiblesse des tests ADF consiste à accentuer ce défaut, propre à tous les tests de non stationnarité. Ils discriminent mal des séries présentant pourtant des valeurs de $\bar{\rho}$ beaucoup moins proches de 1 que dans l'exemple. Or les taux d'intérêt, notamment, ont un caractère autorégressif affirmé.

Des tests ADF ont été engagés à des fins de comparaison avec les articles, mais nous avons préféré nous fier au test d'Elliott-Rothenberg-Stock (ERS ou DF-GLS),

considéré comme nettement plus puissant². La plupart des séries qui interviennent dans le domaine monétaire étant reconnues ne pas comporter de tendance, ce qui semblait confirmé par l'examen graphique de mes séries, c'est la version *centrée* du test qui a été utilisée (travail sur la série transformée, dont on a en particulier retiré la moyenne)³.

Le résultat principal de ces tests réside dans la grande fragilité de leurs conclusions. L'équation finale du test qui permet de trancher la question de la stationnarité comporte en effet une variable retardée, dont le nombre de retards est à déterminer précisément. Celui-ci doit en effet supprimer l'autocorrélation de la régression. Deux méthodes ont été employées : la première consiste à considérer que les retards choisis doivent garantir que la série des résidus de l'équation est un "bruit blanc" (la vérification de l'hypothèse s'effectue grâce au test de Ljung-Box) ; la deuxième consiste à utiliser le critère BIC (Bayes Information Criterion), dont le minimum est atteint en k , le nombre de retards évitant toute autocorrélation. Selon la méthode adoptée, le nombre de retards sélectionné varie. Or les résultats des tests s'avèrent extrêmement sensibles à ce paramètre. Il n'est pas rare qu'une série soit qualifiée de non stationnaire selon les conclusions du test de bruit blanc, et stationnaire à l'aide du critère BIC. Cette sensibilité souligne encore une fois le caractère incertain du type des séries à disposition. Face à des tests économétriques ambigus, ce sont les *a priori* économiques qui entrent en jeu pour déterminer ces caractéristiques.

Nous avons donc suivi le raisonnement rencontré dans les articles (en particulier ceux de R. Clarida, J. Gali et M. Gertler [6] [7]) et considéré les variables comme des séries *a priori* stationnaires. La période choisie pour les estimations des politiques monétaires récentes (1979-2000) rend ce choix relativement peu risqué. Dans le cadre d'estimations plus longues, il devient plus délicat. Dans le cas des États-Unis ou de l'Allemagne, cependant, les tests sur le long terme concluent en général à la stationnarité des séries, et ceux dont les résultats ne sont pas décisifs sont assez tangents pour être interprétés dans ce sens. Ils étayaient donc le choix de la stationnarité. Le Japon, pour lequel des estimations longues ont également été effectuées, est le cas qui pose le plus de problèmes. Les tests concluent en général à la non stationnarité des séries,

²Voir B.Salanié[17].

³Le déroulement du test, ainsi que des résultats détaillés sont présentés en annexe.

sans trop de latitude d'interprétation. La fragilité des tests dans le domaine monétaire, les choix effectués par les auteurs⁴, ont cependant conduit à adopter le postulat de stationnarité. L'utilisation de développements économétriques différents (recherche de modélisation des chocs structurels, tests de rupture) serait probablement un prolongement intéressant du travail.

⁴R. Clarida, J. Gali et M. Gertler considèrent les séries japonaises comme stationnaires pour la période 1979-1998 [6]. Les tests conduits pour quelques séries sur cette période ne semblent toutefois pas permettre de conclure à la stationnarité.

Chapitre 2

Une hétérogénéité flagrante des situations nationales

2.1 Le cadre économétrique commun des différentes estimations

Le modèle

La formulation générale choisie comporte une écriture “à correction d’erreurs”. Il est supposé que les autorités ont une cible de taux d’intérêt, i^* :

$$i_t^* = a_0 + a_1 \cdot \pi_t + a_2 \cdot \bar{y}_t + a_3 \cdot z_t$$

où π_t représente l’inflation courante, \bar{y}_t l’*output gap* courant, et z_t les éventuels objectifs supplémentaires de la Banque centrale.

La règle de fixation des taux d’intérêt adoptée par la Banque est alors :

$$(i_t - i_{t-1}) = \underbrace{b_1(i_{t-1}^* - i_{t-1})}_A + \underbrace{b_2(i_t^* - i_{t-1}^*)}_B$$

D’une part, les variations du taux d’intérêt dépendent de l’écart de la période précédente entre le taux d’intérêt et la cible. Le terme A représente le processus d’ajustement à la cible ; les autorités prennent en compte leurs erreurs passées pour déterminer le taux actuel. D’autre part, le terme B représente l’ajustement aux variations de la cible. La Banque centrale cale les variations du taux d’intérêt d’une période sur l’autre sur celles qu’a connu le taux cible. On se rapproche donc de la cible à la fois en niveau et en variation, en tenant compte des erreurs commises.

La forme finale estimée résulte de la combinaison de ces deux équations.

$$\Delta i_t = b_1[a_0 + a_1 \cdot \pi_{t-1} + a_2 \cdot \tilde{y}_{t-1} + a_3 \cdot z_{t-1}] + b_2[a_1 \Delta \pi_t + a_2 \Delta \tilde{y}_t + a_3 \Delta z_t]$$

La méthode d'estimation

L'équation choisie amène à employer une méthode d'estimation non linéaire. Les estimations ont été réalisées avec le logiciel RATS, qui utilise par défaut l'algorithme de Gauss-Newton. Les séries étant considérées comme stationnaires, la distribution des tests est traditionnelle.

Certains *a priori* économiques permettent d'interpréter les résultats des estimations. Par exemple, un coefficient d'inflation supérieur à l'unité est une condition de stabilité dynamique du modèle [8]. En effet, si le taux d'intérêt nominal i réagit à une hausse de l'inflation π par une hausse moindre (cas où $a_\pi < 1$), le taux d'intérêt réel $r = i - \pi$ va décroître au lieu de s'accroître lorsque l'inflation augmente. Schématiquement, la demande va augmenter et accentuer les pressions inflationnistes. La politique monétaire n'aura donc pas un effet stabilisateur et l'inflation va devenir extrêmement volatile. Il est important de vérifier la concordance entre la valeur de ce coefficient d'inflation et la période d'estimation. Sur une période relativement stable, il semble adéquat de trouver pour l'inflation un poids supérieur à 1, de même qu'il n'est pas inapproprié de constater un coefficient inférieur à ce seuil lors de phases où les autorités monétaires se sont laissées "déborder" par des crises.

2.2 Les États-Unis

2.2.1 Une politique proche du cas théorique canonique, mais perméable aux aléas de l'histoire

Les États-Unis sont le pays pour lequel a été établie la règle de Taylor originelle. La position dominante qu'il occupe sur la scène économique internationale laisse une grande latitude à la Réserve Fédérale pour fixer sa politique. Seule la situation interne influe sur la politique monétaire, les États-Unis ne subissant guère de contraintes extérieures fortes. Une règle comportant simplement les objectifs de base, inflation et activité économique, est donc à même de décrire correctement cette politique.

La littérature économique s'intéresse généralement au taux d'intérêt interbancaire, le *Federal Funds Rate* (les *Fedfunds* par la suite), l'instrument principal de politique monétaire de la Réserve Fédérale. Il existe cependant d'autres taux susceptibles de représenter la politique monétaire, dont le taux des bons du trésor à trois mois. Son terme contribue à en faire une série aux variations moins amples que les *Fedfunds*, qui sont un taux au jour le jour. L'image de la politique monétaire qui en résulte est moins heurtée, et peut-être plus adéquate pour une observation, qui se veut davantage synthétique que minutieuse. L'emploi alternatif de ces deux variables dans les estimations économétriques joue également en faveur du taux des bons du Trésor qui permet des estimations de meilleure qualité. C'est donc ce dernier qui a été retenu.

Le taux d'inflation a été mesuré par le glissement annuel¹ du déflateur du PIB, plutôt que par celui de l'indice des prix à la consommation, au vu des résultats obtenus avec l'un et l'autre indicateur. La différence est globalement minime ; cependant, lorsque le déflateur du PIB est employé pour estimer la fin de période (1980-2000), le coefficient de l'inflation est plus élevé. Or cette période est marquée par une relative stabilité macroéconomique. On s'attend donc plutôt à un coefficient élevé, supérieur à 1. En outre, l'estimation sur la période récente avec l'indice des prix à la consommation rendait l'*output gap* non significatif, ce qui paraît quelque peu excessif, même si cette période marque le passage à la prééminence de la lutte contre l'inflation. Le déflateur du PIB a donc été finalement retenu. L'*output gap* (voir encadré) est mesuré par l'écart du PIB à sa tendance, calculée par filtre HP : $\tilde{y}_t = 100(\frac{y_t - \bar{y}}{\bar{y}})$.

Si les estimations effectuées avec ces séries décrivent assez bien les évolutions du taux d'intérêt sur l'ensemble de la période, elles prennent cependant mal certains épisodes, auxquels un intérêt plus précis a été porté.

La mesure de l'output gap

– Les méthodes pour calculer l'*output gap* (l'écart de production) d'une économie sont multiples. La première méthode consiste à reprendre les estimations de l'OCDE. Nous avons utilisés les données annuelles fournies dans les *Perspectives économiques*, en trimestrialisant le PIB potentiel au moyen d'une procédure im-

¹La formule du glissement annuel est $g_t = 100(\frac{x_t}{x_{t-4}} - 1)$ où x_t est la série concernée.

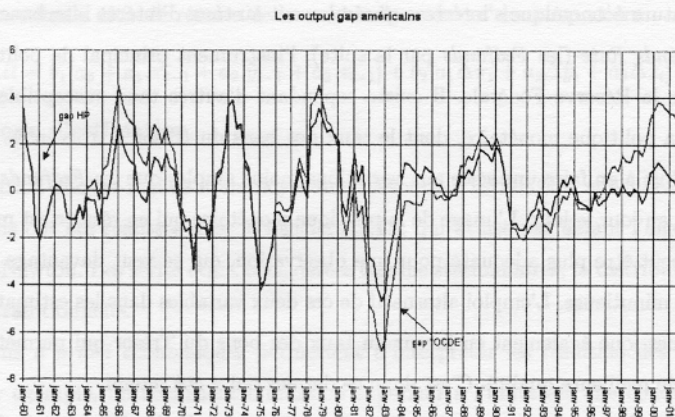


FIG. 2.1 – Les output gap américains

plémentée sous RATS, utilisant un ARIMA. L'*output gap* est ensuite simplement calculé selon la formule $\tilde{y}_t = 100 \left(\frac{y_t - \bar{y}}{\bar{y}} \right)$ où \bar{y} est le PIB potentiel. La deuxième méthode calcule statistiquement la tendance du PIB : la méthode la plus usuelle, s'agissant d'*output gap*, est probablement celle du filtre Hodrick-Prescott (HP) qui minimise une moyenne pondérée de la distance de la valeur courante de la série concernée à son trend, et des changements dans la valeur du trend.

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

où y_t^* est la tendance de la série et avec $\lambda = 1600$ pour des données trimestrielles. L'*output gap* est ensuite calculé selon la même formule où \bar{y} est le trend HP du PIB. La méthode HP est cependant considérablement critiquée dans la littérature économique. L'un de ses défauts réside dans l'extrême sensibilité de ses résultats à la fin de période choisie pour calculer le trend. Si l'on se limite à la période d'estimation, l'*output gap* obtenu sousestime la valeur courante de l'écart en fin de période. Baxter et King [3] préconisent une période incluant trois années supplémentaires prédites afin d'obtenir un calcul correct.

Les résultats de l'application de ces deux méthodes dans le cas des États-Unis

sont sensiblement différents², notamment en fin de période. Le choix entre ces deux séries ne relève pas d'un simple parti pris technique, d'autant plus que le potentiel établi par l'OCDE est calé sur un filtre HP au fur et à mesure de la réalisation des valeurs futures du PIB. La confrontation de ces séries illustre un débat actuel sur la situation économique des États-Unis. Choisir l'*output gap* "OCDE" revient à choisir un écart de production qui augmente, et donc à considérer que le rythme annuel de croissance potentielle de l'économie américaine se situe plus près de 2% que de 3%. Le scénario implicitement contenu dans cette hypothèse décrit alors des États-Unis expérimentant depuis quelques années une croissance exceptionnelle, amenée à s'infléchir par la suite. Les derniers points de la courbe semblent en effet montrer les prémises d'un retournement de la conjoncture. Le cycle américain existerait donc encore, pour reprendre l'expression souvent employée à ce sujet. Choisir l'*output gap* "HP" c'est choisir un écart de production relativement stable et faible. L'analyse qui est alors faite des évolutions récentes de l'économie américaine est celle de la "nouvelle économie" : les investissements dans les nouvelles technologies ont déplacé le sentier de croissance potentielle (plutôt autour de 3%). L'économie actuelle n'apparaît alors pas si éloignée de ce sentier, et même s'en rapproche (c. f. graphique, l'*output gap* tend mécaniquement vers 0). Ce résultat n'est pas le seul effet de la méthode du filtre HP ; prolonger le PIB par une croissance stable à 3,5% entre déjà dans cette problématique. L'idée sous-jacente est celle de la disparition du cycle américain, de la stabilisation de la croissance à un niveau relativement élevé, de l'avènement de la "nouvelle économie". C'est une question qui soulève actuellement beaucoup de discussions, la seconde analyse commençant cependant à prendre de plus en plus d'ampleur. Elle transparait notamment dans les discours récents d'A. Greenspan, le gouverneur de la Réserve Fédérale. C'est donc finalement celle qui a été choisie en prenant l'*output gap* "HP" pour appliquer la fonction de réaction en prévision.

²Le *gap* "OCDE" a été calculé pour la période non observée (2000 T3 à 2001 T4) à partir des estimations du PIB issues des prévisions de l'OFCE et de la prévision du potentiel pour l'année 2001 par l'OCDE. Pour le calcul du trend HP, la série de PIB a été prolongée jusqu'en 2001 T4 par les prévisions OFCE, puis jusqu'en 2003 T4 avec l'hypothèse d'une croissance annuelle de 3,5% (tendance actuelle).

Les inflexions dans l'histoire de la politique monétaire américaine

1980 : L'arrivée de P. Volcker à la tête de la Réserve Fédérale

L'arrivée de P. Volcker à la présidence de la Réserve Fédérale en juillet 1979 marque un tournant de la politique monétaire américaine, vers une lutte accrue contre l'inflation. La politique de la Banque centrale connaît cependant en début de période quelques hésitations. Ainsi, jusqu'en 1982, la Réserve Fédérale axe sa politique sur le contrôle des agrégats monétaires et des réserves fédérales plutôt que sur les taux d'intérêt. Au cours de l'année 1980, les taux d'intérêt ont accusé d'amples variations de court terme, dues notamment aux tâtonnements de la nouvelle politique. Ces variations sont mal prises en compte par l'estimation d'une règle stable de fixation des taux. Il est donc apparu nécessaire d'introduire des dummies dans l'équation. Econométriquement, trois dummies apparaissent significatives : premier trimestre 1980, deuxième, et quatrième trimestre 1980. La première a un coefficient positif, c'est la moins significative ; elle prend en compte le début de l'augmentation record des taux d'intérêt (février, mars) qui atteint son maximum en avril (au début du deuxième trimestre). La réduction des réserves bancaires, destinée à modérer l'inflation à la suite de la reprise de l'économie américaine, a entraîné une restriction monétaire plus forte que désirée. Le marché a répondu assez violemment, en exerçant des pressions à la hausse de la demande de crédit à court terme. "Cela a entraîné une hausse des taux d'intérêt, les autorités s'en tenant à leur nouvelle procédure opérationnelle, et a sans doute obligé celles-ci à réagir au retournement de la conjoncture de manière plus restrictive qu'il n'eut été nécessaire autrement" [Études économiques de l'OCDE, août 1980]. La deuxième dummy obtient un coefficient négatif, et prend en compte le pic à la baisse des taux d'intérêt au cours de ce même deuxième trimestre 1980 : les taux ont réagi fortement aux signes de récession, et les autorités monétaires ont alors assoupli leurs mesures. A la mi-mai, les taux étaient presque retournés à leur niveau précédant la flambée d'avril. Enfin, la dernière dummy prend en compte la remontée des taux en fin d'année (proches de leurs niveaux records du printemps), marquant le durcissement confirmé de la politique monétaire de la Réserve Fédérale.

1991-1994 : La crise des caisses d'épargne

La crise des caisses d'épargne, parallèle à celle du système bancaire, s'est manifestée par la baisse de la rentabilité des établissements financiers, conséquence du marasme du marché immobilier d'entreprise et du surendettement des entreprises non financières comme des ménages, au cours de la récession [13]. Cette situation a incité la Réserve Fédérale à baisser ses taux et à les maintenir à un bas niveau pendant la période 1991-1994. Cette mesure a permis aux ménages de réduire leurs emprunts, de refinancer leurs crédits à la consommation, et le système financier a pu se redresser. Les taux d'intérêt apparaissent donc dans cette période nettement plus bas que leur niveau général dans les années 1990 ou à la fin des années 1980. Econométriquement, cette période est surestimée par la formulation simple adoptée précédemment. Une dummy a donc été introduite dans l'équation pour la période considérée. Elle a été construite en deux étapes. Une première régression a été effectuée avec les séries explicatives initiales et une indicatrice pour chacun des trimestres de la période problématique (de 1991 T1 à 1994 T1). Les coefficients obtenus pour ces indicatrices représentent les chocs sur les taux d'intérêts dus à la crise. Une dummy globale est alors rétablie, qui vaut 0 partout, sauf de 1991 T1 à 1994 T1, où elle prend comme valeur les coefficients (les chocs) estimés précédemment.

2.2.2 Une règle qui décrit bien la politique américaine

L'équation finalement estimée est :

$$\begin{aligned}(i_t - i_{t-1}) &= b_1[a_0 + a_1\pi_{t-1} + a_2\tilde{y}_{t-1}] \\ &+ b_2[a_1(\pi_t - \pi_{t-1}) + a_2(\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1})] \\ &+ c_1du_{1980\ T1} + c_2du_{1980\ T2} + c_3du_{1980\ T4} + c_4du_{1991-1994}\end{aligned}$$

Une première estimation a été effectuée sur la période la plus longue possible au vu de la disponibilité des données, 1961-2000 (voir tableau). La SEE indique une bonne estimation pour une période aussi longue. La politique américaine semble donc pouvoir être modélisée par une règle simple, comportant les objectifs traditionnels. Toutefois, le coefficient affecté à l'inflation est nettement en-deçà du seuil unitaire. Le coefficient

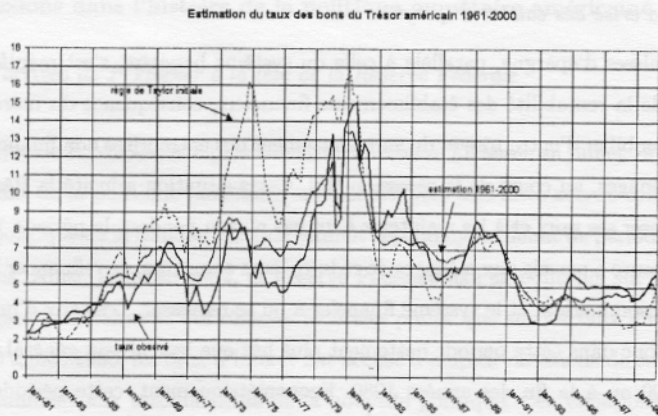


FIG. 2.2 – Estimation du taux des bons du Trésor 1961-2000

affecté à l'*output gap* apparaît lui très important : les objectifs réels sont donc prédominants. Ces résultats indiquent qu'avant d'être accentuée et systématisée, la lutte contre l'inflation était loin de constituer une préoccupation première des autorités. De fait, J. B. Taylor[19] estime que l'inflation a mal été maîtrisée dans les années 1960 et 1970, et trouve un coefficient inférieur à l'unité sur cette période.

L'inflexion de la politique de la Réserve Fédérale vers une lutte accrue contre l'inflation à partir de 1979 impose un découpage des estimations en deux sous-périodes, dont le pivot serait le troisième trimestre 1979. Cette scission donne l'occasion de vérifier que les coefficients de la règle de Taylor amendée accusent bien le changement d'orientation de la politique américaine. En effet, si la valeur du coefficient restait stable dans le temps, une telle politique impliquerait une instabilité dynamique de l'économie qui ne paraît guère d'actualité. Intuitivement, il semble que le modèle devrait être mieux adapté à la politique "post-Volcker" qu'à celle qui se pratiquait dans les années 1960-1970, malgré ses bons résultats sur très longue période.

L'estimation de la période récente apparaît comme la plus "mauvaise" des trois, au vu des SEE. C'est un résultat surprenant, dans la mesure où la politique monétaire semble s'être rationalisée et avoir établi clairement ses objectifs à partir de 1980. Les

variations des coefficients correspondent toutefois aux changements de priorité attendus de la part des autorités monétaires américaines.

	1961 T2-2000 T1	1961 T2-1979 T2	1979 T3-2000 T1
constante	3,5 (3,6)	3,2 (8,2)	2,5 (3,2)
π	0,7 (3,4)	0,48 (6,8)	1,34 (6,8)
\tilde{y}	2,0 (3,4)	0,9 (5,4)	0,45 (1,85)
b_1	0,1 (3,8)	0,3 (4,2)	0,19 (3,7)
$b_{2,0}$	0,13 (3,0)	0,12 (1,9)	0,5 (2,7)
$du_{1980 T1}^a$	1,3 (2,2)	-	-
$du_{1980 T2}$	-3,1 (-5,2)	-	-3,58 (-5,54)
$du_{1980 T4}$	4,2 (7,0)	-	2,7 (3,8)
$du_{1991-1994}$	0,97 (2,0)	-	1,0 (2,5)
SEE	0,59	0,45	0,61
\overline{R}^2	0,95	0,94	0,96

^aLa dummy portant sur le premier trimestre 1980 n'apparaissant plus significative dans l'estimation "post-Volcker", elle a été retirée.

L'inflation se voit attribuer un poids qui dépasse largement le seuil unitaire, tandis que celui accordé à l'activité réelle diminue fortement. Le coefficient de l'inflation est à la fois plus fort que celui mesuré sur la période "pré-Volcker", et que celui estimé sur la totalité de la période. Ce résultat concorde avec les remarques de J. B. Taylor [19], qui note une évolution identique de l'intensité de la réaction à l'inflation. Apparaît ici nettement la nouveauté de la lutte contre l'inflation, une préoccupation symptomatique de ces vingt dernières années (graphique page 25).

La pratique des prévisions à l'OFCE m'a amenée à développer pour les États-Unis une formulation alternative, autorégressive, de la règle de Taylor pour la fin de période. Les résultats de ces estimations et les prévisions de taux issues de cette équation sont présentés en annexe.

J. B. Taylor a originellement établi sa règle de politique monétaire pour décrire les évolutions du taux d'intérêt aux États-Unis. Or, le graphique des taux d'intérêt issus de la règle de Taylor initiale, $i_t = \pi_t + 0,5.y_t + 0,5.(\pi_t - 2) + 2$, concorde assez mal avec les variations des Fedfunds (taux choisi par J. B. Taylor), et encore moins bien avec celles des taux des bons du Trésor. L'inflation a été successivement mesurée par l'indice des prix à la consommation, puis par le déflateur du PIB. C'est ce dernier qui permet à la règle d'approcher au mieux les variations effectives du taux d'intérêt, l'indice des prix à la consommation suscitant des variations beaucoup trop amples. Le résultat reste cependant peu satisfaisant. L'estimation économétrique de cette règle confirme les mauvaises observations graphiques : la régression linéaire simple du taux des bons du trésor sur l'output gap et l'inflation (déflateur du PIB) sur la période 1961-2000 indique un output gap non significatif, tandis que celle des Fedfunds apparaît valide. Les coefficients estimés ne correspondent pas aux choix de Taylor (l'inflation se voit attribuer un poids de 0,9 au lieu de 1,5, et l'output gap 0,2 au lieu de 0,5). Les résultats ne s'améliorent pas sur période plus courte, 1980-2000 : dans le cas du taux à 3 mois, l'output gap reste non significatif, et dans celui des Fedfunds, si le coefficient de l'inflation augmente jusqu'à 1,4, celui de l'output gap diminue, et apparaît moins significatif. Ces estimations sont en outre mauvaises économétriquement : les SEE élevées. Sur longue période, la règle de Taylor originale échoue donc à décrire la politique monétaire américaine correctement.

TAB. 2.1 – La règle de Taylor initiale

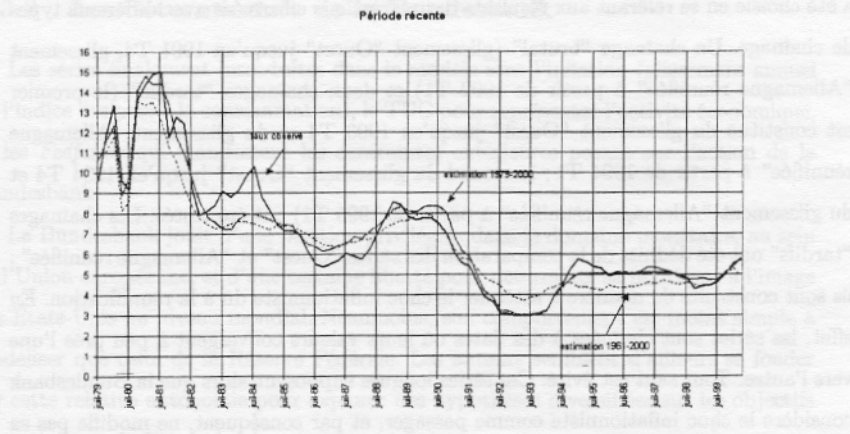


FIG. 2.3 – Période récente

2.3 L'Allemagne

2.3.1 La réunification rend nécessaire la reconstitution de séries longues

Faire de l'économétrie dans le cas de l'Allemagne nécessite une attention encore plus soutenue à la constitution des données que pour les autres pays. La réunification de la RFA et de la RDA en 1991 a bouleversé la donne économique, et brouillé les chiffres. Le choix des données, du passage des séries de l'Allemagne de l'Ouest à celles de l'Allemagne réunifiée, s'avère délicat. Il implique des hypothèses assez fortes sur le comportement de la Bundesbank, la façon dont elle a analysé les événements.

Le taux d'intérêt estimé est la série de taux interbancaire à trois mois (le Fibor), issu des *Principaux indicateurs économiques* de l'OCDE. Le taux d'utilisation des capacités de production (TUC) est issu des données de la Commission européenne. Le taux de chômage est celui de l'Allemagne de l'Ouest pour toute la période ; la Bundesbank est supposée avoir considéré la hausse brusque du taux de chômage due à l'adjonction de la population active de l'Est comme non représentative de la situation économique du pays. L'inflation a été mesurée à partir des indices des prix à la consommation de l'Ouest et de l'Allemagne réunifiée. La date du chaînage entre les glissements de ces deux séries

a été choisie en se référant aux résultats des régressions effectuées avec différents types de chaînage. Un chaînage "brutal" (glissement "Ouest" jusqu'en 1991 T4, glissement "Allemagne réunifiée" à partir de 1992 T1) et deux chaînages "tardifs" (le premier est constitué du glissement "Ouest" jusqu'en 1993 T4 et du glissement "Allemagne réunifiée" à partir de 1994 T1 ; le second du glissement "Ouest" jusqu'en 1994 T4 et du glissement "Allemagne réunifiée" à partir de 1995 T1) ont été testés. Les chaînages "tardifs" ont été déduits de la comparaison des séries "Ouest" et "Allemagne réunifiée" ; ils sont construits de manière à atténuer le choc inflationniste dû à la réunification. En effet, les séries sont chaînées à des dates où leurs valeurs convergent à peu près l'une vers l'autre. Tout saut est évité. Ces séries longues supposent alors que la Bundesbank considère le choc inflationniste comme passager, et par conséquent, ne modifie pas sa politique monétaire. Le chaînage "brutal" capture au contraire ce choc, et implique que la Bundesbank prend en compte cette brusque montée de l'inflation comme un effet susceptible de se prolonger et devant être combattu. C'est ce dernier qui a finalement été retenu, la qualité des estimation étant légèrement meilleure avec cette spécification. Enfin, la construction de l'*output gap* a nécessité quelques transformations. Une série longue de PIB a été établie simplement à partir des séries de la Bundesbank, pour éviter toute manipulation non précisée des données (rétropolation en particulier) : elle se compose d'un PIB "Ouest" rebasé en base 1995=100 jusqu'en 1990 T4 et d'un PIB "Allemagne réunifiée" à partir de 1991 T1. La série de PIB potentiel a été construite à partir des séries annuelles tirées des *Perspectives Économiques de l'OCDE*. La série "Ouest" a été prolongée jusqu'en 1991, et la série "Allemagne réunifiée" a été étendue à 1990 par la moyenne des taux de croissance des extrémités de ces deux séries. Ces prolongements ont été effectués afin que la trimestrialisation réalisée mécaniquement sous RATS corresponde mieux aux chiffres effectifs, et que le chaînage de ces deux séries de potentiels en 1990 T4-1991 T1 s'accomplisse sans sauts inopportuns. L'*output gap* a ensuite été calculé selon la même formule que précédemment (voir encadré sur la mesure de l'*output gap* page 18).

2.3.2 Les déterminants de la Bundesbank

Les séries finalement introduites dans le modèle sont l'inflation (glissement annuel de l'indice des prix à la consommation), le TUC pour représenter l'activité économique, et les *Fedfunds* qui manifestent les contraintes extérieures pesant sur l'action de la Bundesbank.

La Bundesbank jouit d'une position privilégiée dans le domaine monétaire, au sein de l'Union européenne, et d'une certaine liberté pour déterminer sa politique, à l'image des États-Unis au niveau mondial. Néanmoins, son comportement est moins simple à modéliser que celui de la Réserve Fédérale. Les auteurs semblent d'ailleurs se fonder sur cette relative autonomie pour explorer des hypothèses diversifiées sur les objectifs poursuivis par la Bundesbank.

L'objectif d'activité économique

L'*output gap*, objectif de production traditionnel d'une règle de Taylor, dégageait mal le rôle de l'inflation dans la formation des taux d'intérêt, le coefficient de celle-ci apparaissant non significatif dans le modèle sans contrainte extérieure, et à la limite de la non significativité dans celui incorporant les *Fedfunds*. Ce résultat apparaît peu plausible si l'on se réfère à l'histoire monétaire allemande. Le TUC offrant une meilleure adéquation avec celle-ci, il a été choisi de préférence à l'*output gap*. Il ne suppose pas exactement le même mode d'action des autorités monétaires. Si le TUC décrit l'état de l'activité économique, il est aussi un indicateur supplémentaire des pressions inflationnistes (lorsque les capacités de production arrivent à saturation face à la demande, les prix ont de fortes chances d'augmenter). Une Banque centrale qui prend le TUC comme objectif, en plus de l'inflation courante, est une banque particulièrement sévère en matière de lutte contre l'inflation. Cette image correspond assez bien à celle de la Bundesbank, dont les deux traits les plus caractéristiques sont "sa tradition anti-inflationniste et son indépendance d'action" [5].

Celle-ci a cependant aussi un rôle social, et selon ses statuts, sa mission consiste implicitement à *favoriser la croissance de l'économie* en lui assurant un environnement monétaire stable. Il n'est donc pas absurde de supposer que la Bundesbank a des objec-

tifs plus strictement réels que le TUC, très lié à l'inflation. Le taux de chômage est une de ces cibles. Son introduction dans l'équation à la place du TUC procure aux autorités monétaires une information plus riche sur l'état de l'économie et induit de leur part un comportement diversifié, moins axé sur la simple lutte contre l'inflation. Toutefois, son coefficient n'est pas significatif (bien que proches du seuil de significativité) et on note un affaiblissement du poids de l'inflation. La cause de ces mauvais résultats est à chercher dans la relation inflation-chômage. Une régression du taux de chômage sur l'inflation courante, de 1969 à 1998, montre une relation inverse forte entre ces deux variables : $cho_t = 8,7 - 0,9\pi_t$. Cette corrélation fausse les estimations, et rend impossible l'emploi du chômage comme indicateur de l'activité économique. Le TUC s'avère être le seul objectif de production valide ; l'équation décrit donc une Banque centrale allemande particulièrement sensible aux problèmes d'inflation.

L'objectif d'inflation

La Bundesbank pourrait avoir une réaction différenciée face à l'inflation "interne", engendrée par les seules évolutions de l'économie nationale, et face à l'inflation "importée" (augmentation du prix des produits étrangers à cause des déséquilibres de taux de change, chocs pétroliers). Elle réagirait plus fortement à l'inflation interne. Cette hypothèse de comportement a été testée par l'introduction des prix à l'importation. On retient alors dans l'équation l'inflation courante, mesurée par le glissement du déflateur du PIB, et le glissement du déflateur des importations, représentant l'inflation importée. Le modèle ainsi spécifié estime cependant moins bien la période (la SEE est plus forte). La Bundesbank réagit donc indifféremment aux chocs d'inflation, quelle que soit leur provenance.

2.3.3 Deux formulations alternatives, pour deux approches légèrement différentes de la politique monétaire allemande

Les estimations ont été conduites sur la période 1969 T2-1998 T4, fin de la politique monétaire "strictement" allemande, le passage aux taux d'intérêt "zone euro" ayant été effectué au 1^{er} janvier 1999. Le TUC a été introduit en écart à sa moyenne de la

période, afin d'obtenir une constante comparable avec les régressions effectuées pour les autres pays.

L'histoire monétaire de l'Allemagne révèle une forte influence de la politique américaine sur les décisions de la Bundesbank, à partir de 1980 notamment [5]. "De 1980 à 1985, l'appréciation du dollar résultant du policy mix américain exerce une contrainte forte de taux d'intérêt sur l'Allemagne". La hausse des prix importés est encore accentuée par la dépréciation du DM au début de cette période, et oblige la Bundesbank à maintenir un écart de taux faible avec les États-Unis. Par la suite, les taux américains continuent à entraîner les taux allemands dans leur sillage, plus ou moins mécaniquement. En 1988 par exemple, le resserrement de la politique monétaire américaine a entraîné à nouveau la dépréciation du DM vis-à-vis du dollar, à laquelle la Bundesbank a réagi par une hausse de ses taux. Les autorités ont ainsi été conduites "à importer le resserrement de la politique monétaire américaine" à plusieurs reprises. Cette contrainte a été modélisée simplement par l'introduction comme objectif de politique monétaire des *Fedfunds*, dont le graphique indique effectivement des évolutions proches de celle du taux allemand :

$$\Delta it = b_1[a_0 + a_1.\pi_{t-1} + a_2.\tilde{y}_{t-1} + a_3.fed_{t-1}] + b_2[a_1\Delta\pi_t + a_2\Delta\tilde{y}_t + a_3\Delta fed_t]$$

La première formulation inclut les *Fedfunds* nominaux. La seconde formulation inclut les *Fedfunds* réels, déflatés par l'inflation. Elle implique une analyse beaucoup plus pointue de la part de la Bundesbank. La Banque est alors censée évaluer avec exactitude l'impact réel immédiat des mouvements du taux américain ; c'est une hypothèse forte. En outre, le modèle estime un peu moins bien la période ($SEE=0,75 > 0,73$), ce qui se retrouve graphiquement : la courbe des taux simulés subit un décrochage important, au tournant des années 1970-1980, qui n'apparaît pas avec la première formulation. Cette seconde formulation présente cependant l'avantage d'accentuer le rôle de l'inflation, son coefficient dépassant largement le seuil unitaire. On peut considérer que cette attention soutenue à la lutte contre l'inflation est davantage représentative du comportement général de la Bundesbank. S'opposent alors une formulation difficile à justifier, mais qui donne des résultats davantage conformes à l'image d'une rigueur persistante de la Bundesbank, diffusée par la Banque elle-même, et une formulation plus plausible,

qui présente une Banque plus permissive (même si le coefficient est proche de 1, les taux restent sous indexés à l'inflation).

	Modèle avec <i>Fedfunds</i> nominaux	Modèle avec <i>Fedfunds</i> réels
constante	-0,9 (-0,8)	0,03 (0,03)
π	0,9 (5,2)	1,46 (7,0)
\tilde{y}	0,57 (4,3)	0,58 (4,1)
<i>fed</i>	0,58 (4,4)	0,67 (4,0)
b_1	0,2 (4,1)	0,19 (3,9)
b_2	0,35 (4,9)	0,33 (4,8)
SEE	0,73	0,75
\bar{R}^2	0,92	0,92

L'estimation de ces deux modèles a aussi été réalisée sur période récente, de 1979 T3 à 1998 T4. Le point de départ de cette seconde série d'estimation correspond à la date d'arrivée de P. Volcker à la tête de la Réserve Fédérale, considérée comme la marque du tournant vers la rigueur et la priorité à la lutte contre l'inflation des politiques monétaires dans les pays développés. Pour l'Allemagne, cette date représente également les débuts du SME (la date officielle de mise en fonctionnement étant 1979 T2), ce qui conforte le postulat d'un durcissement de la politique monétaire. Les résultats obtenus sont meilleurs sur cette période restreinte (les SEE sont moins fortes), ce qui confirme cette fois l'hypothèse qu'une modélisation "à la Taylor" reflète davantage les choix monétaires récents des Banques centrales. Les coefficients attribués à l'inflation sont plus importants dans la période récente. Dans une moindre mesure, une attention plus grande semble également être portée à l'activité : les coefficients du TUC sont supérieurs ou égaux à ceux sur période longue.

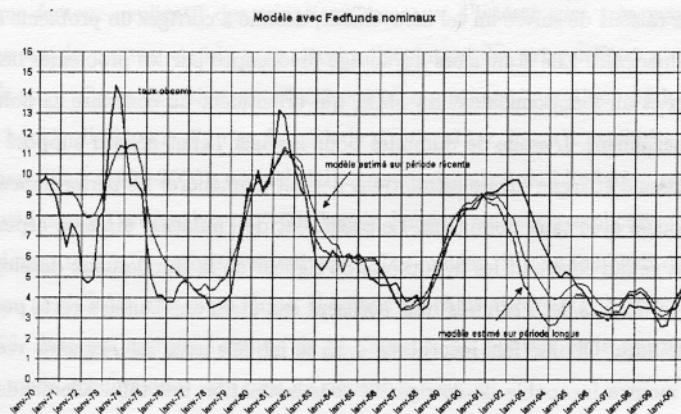


FIG. 2.4 – Modèle avec Fedfunds nominaux

	Modèle avec <i>Fedfunds</i> nominaux	Modèle avec <i>Fedfunds</i> réels
constante	-0,5 (-0,4)	-0,06 (-0,04)
π	1,2 (5,7)	1,77 (5,8)
\bar{y}	0,56 (3,2)	0,66 (2,8)
fed	0,46 (3,0)	0,47 (2,2)
b_1	0,18 (3,2)	0,16 (2,6)
b_2	0,23 (3,6)	0,23 (3,3)
SEE	0,52	0,56
\bar{R}^2	0,96	0,95

Les années 1990

De manière générale, les modèles retenus estiment mal la fin de période : le début des années 1990 est sous-estimé, tandis que la fin est surestimée. Dans le cas du modèle incorporant les taux *nominaux* américains, l'estimation peut être tirée à la baisse par l'histoire monétaire des États-Unis à cette époque : de 1991 à 1994, la crise des caisses d'épargne amène la Réserve Fédérale à maintenir des taux très bas. La Bundesbank

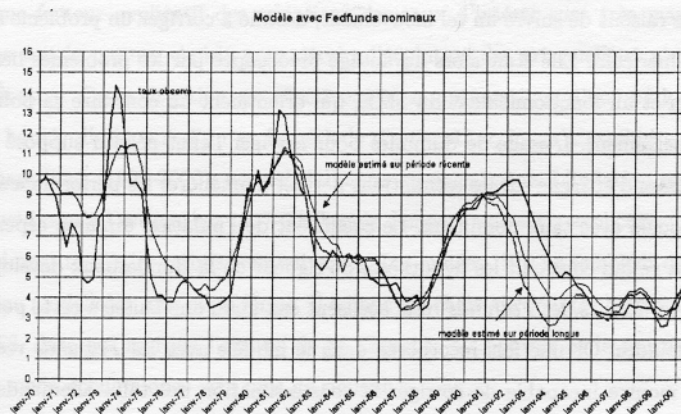


FIG. 2.4 – Modèle avec Fedfunds nominaux

	Modèle avec <i>Fedfunds</i> nominaux	Modèle avec <i>Fedfunds</i> réels
constante	-0,5 (-0,4)	-0,06 (-0,04)
π	1,2 (5,7)	1,77 (5,8)
\bar{y}	0,56 (3,2)	0,66 (2,8)
fed	0,46 (3,0)	0,47 (2,2)
b_1	0,18 (3,2)	0,16 (2,6)
b_2	0,23 (3,6)	0,23 (3,3)
SEE	0,52	0,56
$\overline{R^2}$	0,96	0,95

Les années 1990

De manière générale, les modèles retenus estiment mal la fin de période : le début des années 1990 est sous-estimé, tandis que la fin est surestimée. Dans le cas du modèle incorporant les taux *nominaux* américains, l'estimation peut être tirée à la baisse par l'histoire monétaire des États-Unis à cette époque : de 1991 à 1994, la crise des caisses d'épargne amène la Réserve Fédérale à maintenir des taux très bas. La Bundesbank

avait peu de raisons de suivre un tel mouvement, destiné à corriger un problème spécifiquement américain. Elle était alors davantage préoccupée par les problèmes liés à la réunification et au fonctionnement du SME, qui orientaient au contraire sa politique vers un resserrement. L'usage de dummies pour corriger l'effet négatif supposé de la crise des caisses d'épargne sur les estimations permet d'améliorer les performances globales du modèle avec taux nominaux. Le coefficient de l'inflation diminue cependant jusqu'à 0,74, ce qui contredit les hypothèses de rigueur de la Bundesbank développées jusque là. Par ailleurs, les *Fedfunds réels* accusent eux aussi une baisse à cette période, bien que moindre. Or une fois incorporée dans le modèle avec les *Fedfunds réels*, la dummy se montre incapable de corriger la sous-estimation des taux allemands. Les modèles sans dummy ont donc été préférés à ces dernières spécifications. Leur faiblesse en fin de période tient probablement à un certain détachement de la politique américaine, et pour le début des années 1990 à l'attitude particulièrement stricte de la Bundesbank, qui désirait affirmer son image de rigueur dans un contexte monétaire perturbé (SME et réunification).

2.4 Le Royaume-Uni

2.4.1 Une sensibilisation lente aux problèmes d'inflation

Alors qu'aujourd'hui existe un consensus parmi les autorités monétaires sur la nécessité de l'obtention d'une stabilité des prix avant de pouvoir atteindre des niveaux d'emploi et de croissance durablement élevés, une forte inflation n'a pendant longtemps pas été considérée comme un obstacle à la croissance de long terme, bien au contraire.

Dans les années 1960 et 1970, les autorités monétaires britanniques pensaient qu'un arbitrage à long terme entre inflation et chômage était possible, et acceptaient donc les hausses d'inflation, suscitées par les stimulations de la demande, dans l'objectif de diminuer le taux de chômage. Leur objectif premier était donc loin d'être la stabilité des prix. Une règle de Taylor, même amendée, n'apparaît donc guère appropriée pour décrire la politique monétaire britannique de cette époque. Elle présuppose en effet que les autorités accordent une place prépondérante aux risques d'inflation dans leurs décisions. De fait, les estimations sur longue période (1971-2000) incorporant l'infla-

tion comme facteur explicatif des variations des taux d'intérêt sont très mauvaises. Quelle que soit la mesure choisie pour décrire l'évolution des prix, celle-ci n'apparaît pas significative. Cette situation est effectivement symptomatique d'une période précise. Une boucle diminuant d'un an la période d'estimation, jusqu'à atteindre de très courts échantillons (1990-2000), permet d'illustrer ce phénomène. L'inflation reste non significative jusqu'à l'estimation 1977-2000, puis demeure une série explicative valable pour quasiment toutes les estimations suivantes. Les années 1970 ne semblent donc pas pouvoir être modélisées sous cette forme. Il a donc été choisi de débiter les estimations en 1979 T3, date qui marque l'arrivée de M.Thatcher au pouvoir et le tournant des politiques macroéconomiques vers plus de rigueur.

2.4.2 Les déterminants de la politique britannique

La politique britannique se laisse bien décrire par les objectifs traditionnels de la règle de Taylor initiale. Les séries explicatives principales retenues sont l'*output gap*, mesuré par l'écart du PIB à son potentiel³, et l'inflation, mesurée par le glissement annuel de l'indice des prix de détail ou RPI (*Retail Price Index*). Bien que la Banque d'Angleterre calcule et emploie également des indices des prix à la consommation, ainsi qu'un déflateur du PIB pour mesurer l'inflation, c'est l'indice des prix de détail qui apparaît comme cible officielle dans le domaine de la politique monétaire⁴. La série utilisée comme RPI est cependant composite : la Banque d'Angleterre a en effet suivi pendant des années un indice général des prix de détail, avant de passer en octobre 1992 à un indice restreint, le RPIX, *Retail Price Index excluding mortgage interests*, l'indice des prix de détail hors versements d'intérêts hypothécaires. Les préoccupations concernant les défauts de l'indice général sont sensibles dès la fin des années 1980 (1986-1987) dans les publications de la Banque centrale et du Trésor, mais la décision officielle de changement de mesure n'est intervenue qu'en 1992. En l'absence d'éléments plus précis et afin de respecter au mieux l'histoire monétaire, il a été décidé de prendre la série du RPI jusqu'en 1992 T3, puis la série du RPIX à partir de 1992 T4.

Enfin, si officiellement, la Banque d'Angleterre n'a jamais suivi la politique moné-

³Le PIB potentiel est calculé par l'OCDE.

⁴Cette observation est fondée sur l'examen de documents officiels de la Banque d'Angleterre.

taire d'un autre pays, mis à part lors de sa courte participation au Système Monétaire Européen (SME), elle en réalité été influencée par plusieurs pays. La tentative de modélisation de l'influence de la politique allemande (par les taux d'intérêt allemands, le taux de change) se heurte cependant à de mauvais résultats économétriques, qui l'ont éliminé au profit d'une influence américaine. Par contre, les taux d'intérêt américains, mesurés par les *Federal funds rates* et le taux de change réel livre-dollar apparaissent significatifs. C'est le taux de change qui apparaît le facteur explicatif le plus solide. C'est donc le taux de change réel qui a été sélectionné. Il a été calculé comme suit : $rex_t^{uk} = ex_t^{uk} - (a_0 + a_1 \log \frac{p^{uk}}{p^{usa}})$, où les coefficients a_0 et a_1 sont estimés par moindres carrés ordinaires, en régressant le taux de change nominal, ex_t^{uk} , sur le rapport des prix nationaux, $\log \frac{p^{uk}}{p^{usa}}$.

2.4.3 Un revirement de politique monétaire en fin de période

L'équation finale est écrite en modèle à correction d'erreur :

$$(i_t - i_{t-1}) = b_1[a_0 + a_1\pi_{t-1} + a_2\tilde{y}_{t-1} + a_3rex_{t-1}^{uk}] + b_2[a_1(\pi_t - \pi_{t-1}) + a_2(\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}) + a_3(rex_t^{uk} - rex_{t-1}^{uk})]$$

Le coefficient attribué à l'inflation est juste supérieur à 1, ce qui ne marque pas une politique très restrictive en la matière. De fait, si à partir des années 1980, la stabilité des prix est peu à peu devenue une des préoccupations majeures des autorités britanniques, celles-ci sont cependant passées par diverses périodes d'objectifs intermédiaires, censés permettre d'atteindre à terme cette stabilité, avant d'en faire une cible directe de leur politique. Dans les années 1980, les décideurs politiques se sont focalisés sur les agrégats monétaires (et en particulier M3), fixant régulièrement des normes à leur croissance. Cependant, la globalisation progressive des marchés des capitaux, la dérégulation financière, et les évolutions technologiques ont suscité des changements importants et non anticipés dans la demande de monnaie. Par conséquent, aucune relation stable entre l'inflation et la masse monétaire n'a pu se dégager, et la politique monétaire britannique est apparue inefficace à contrôler les prix. Les autorités monétaires ont progressivement pris conscience de la nécessité de prendre en compte un

éventail large d'indicateurs de la situation monétaire et des pressions inflationnistes, et non un seul objectif. Elles ont alors pris pour cibles plusieurs de ces indicateurs à la fois, en particulier différents agrégats monétaires ainsi que les taux de change, jusqu'au début des années 1990. La période de participation au SME (Système Monétaire Européen), de 1990 à 1992, est particulière, dans la mesure où les objectifs de la politique monétaire se sont quasiment résumés à maintenir un taux de change fixe entre la livre sterling et le deutschemark.

Cette période n'étant pas extrêmement mal prise en compte par l'équation, il n'apparaissait pas nécessaire de la corriger. Toutefois, une dummy valant 1 de 1990 T4 à 1992 T3 et 0 ailleurs a été testée pour refléter cette période. Elle est significative et améliore légèrement les performances du modèle, les autres coefficients n'étant pas considérablement affectés.

	Modèle sans dummy	Modèle avec dummy
constante	3,6 (3,9)	3,5 (5,7)
π	1,06 (7,8)	1,04 (12,1)
\tilde{y}	0,63 (3,3)	0,54 (4,6)
<i>rex</i>	-7,04 (-3,1)	-8,3 (-5,2)
b_1	0,2 (3,8)	0,3 (5,2)
b_2	0,4 (4,6)	0,4 (5,7)
dummy SME	- -	1,1 (3,1)
SEE	0,78	0,74

La fin de période est mal décrite. A partir de 1994, le taux d'intérêt connaît des fluctuations de faible ampleur, assez régulières, tandis que le taux estimé reste extrêmement plat, entre 6% et 6,5%. La mise en place d'un nouveau régime monétaire fournit quelques explications à ce phénomène.

En avril 1997, la Banque d'Angleterre est devenue indépendante, avec une cible d'inflation (mesurée par le RPIX) fixée à 2,5%. Sa politique est officiellement proactive : elle déclare se fier aux indicateurs de pressions inflationnistes pour mener sa

Estimations du taux interbancaire à 3 mois

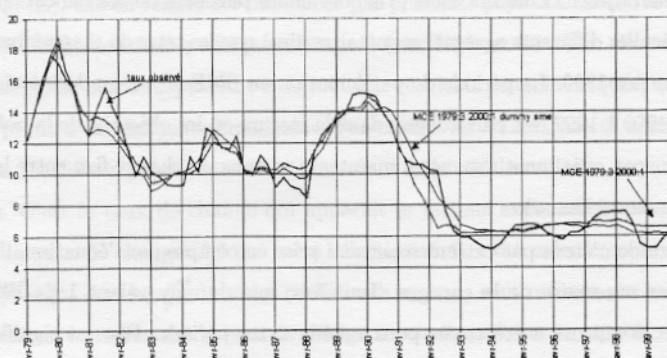


FIG. 2.5 – Estimations du taux interbancaire britannique

politique de taux d'intérêt, et les taux connaissent effectivement depuis la mi-1997 de légères variations, assez fréquentes, pas toujours explicitées. L'inflation RPIX est depuis extrêmement stable, ce qui permet à la Banque d'Angleterre de justifier sa politique.

Une règle de politique monétaire *backward* comportant notamment pour cible l'inflation, si elle semble assez bien correspondre aux décisions prises avant ces dates, ne réussit pas à décrire les mouvements des taux d'intérêt en fin de période. D'une part, le manque de volatilité de l'inflation "aplatit" les estimations. D'autre part, la règle formulée précédemment n'incorpore évidemment aucune variable anticipée, et surtout aucun des indicateurs auxquels la Banque d'Angleterre est susceptible de se fier pour construire ses propres anticipations. Parmi les variables économiques pouvant jouer ce rôle, sont notamment apparus dans les publications officielles de la Banque centrale les prix de l'immobilier. L'inflation dans le secteur de l'immobilier a été introduite dans l'équation afin d'améliorer le modèle. La variable n'est pas significative. La nouvelle politique de la Banque d'Angleterre étant récente, les estimations ont été effectuées sur très courte période, 1990 T1 2000 T1, mais l'indicateur n'est pas apparu plus valide. Malgré ces problèmes de fin de période, nous avons conservé une spécification *backward* pour représenter la fonction de réaction des autorités monétaires britanniques.

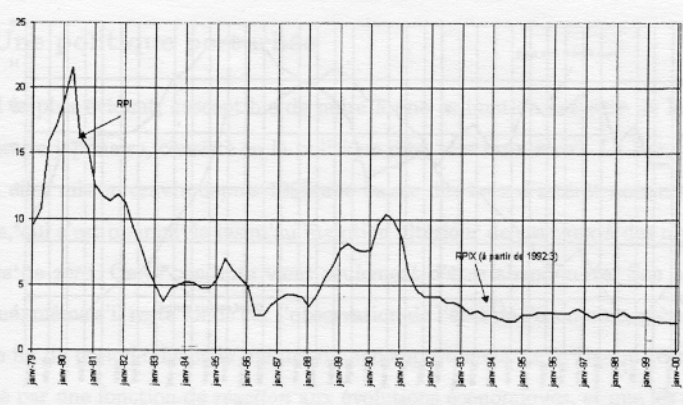


FIG. 2.6 – Evolution de l'inflation au Royaume-Uni

En effet, des années 1980 au début des années 1990, celles-ci semblent avoir eu du mal à anticiper les évolutions de l'économie : une comparaison graphique des variations des taux d'intérêt et de l'*output gap* de 1984 à 1993 montre que les taux d'intérêt présentent, avec un retard marqué, le même profil que l'*output gap*. Le manque d'anticipation, de réaction aux indicateurs de pressions inflationnistes, a conduit l'économie face à des situations auxquelles les autorités ont dû réagir avec force : les taux d'intérêt ont connu des variations de grande ampleur pendant cette période. Une mesure de la volatilité des taux d'intérêt parmi les pays du G7 de 1980 à 1997 montre que c'est au Royaume-Uni qu'elle a été la plus importante. Ces observations inclinent davantage à formuler une fonction de réaction *backward* que *forward*, malgré le revirement de la Banque d'Angleterre à la fin des années 1990.

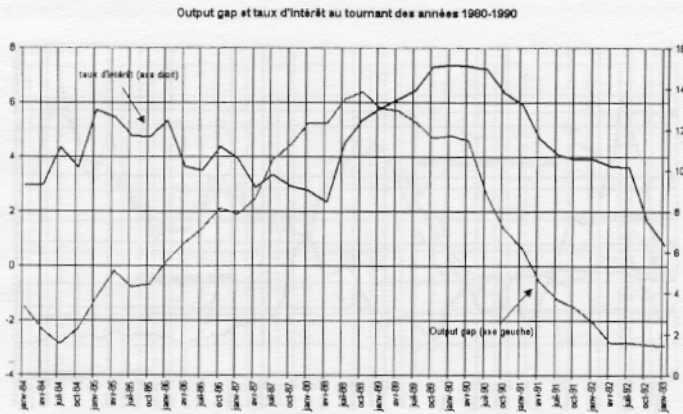


FIG. 2.7 – Output gap et taux d'intérêt au tournant des années 1990

Dans le cas du Royaume-Uni, le calcul de l'output gap a été effectué à partir du PIB potentiel, issu des données de l'OCDE, plutôt qu'à partir de la tendance calculée par filtre HP du PIB. L'estimation des coefficients de l'équation avec l'une ou l'autre des mesures ne modifie pas sensiblement les résultats, sauf pour l'output gap lui-même. L'output gap "HP" se voit attribuer un coefficient supérieur à 1, supérieur au coefficient obtenu dans le premier cas^a. Les deux mesures sont assez différentes l'une de l'autre sur l'ensemble de la période, mais il est difficile de savoir *a posteriori* quel output gap s'approche le mieux de la valeur réelle de celui-ci. Le choix s'est donc effectué à partir de la fin de période, comme pour les États-Unis. L'hypothèse de l'avènement de la «nouvelle économie» qui sous-tend l'emploi de l'output gap HP (puisque'il s'annule en fin de période) convient assez mal aux observations actuelles au Royaume-Uni. C'est donc la première mesure qui a été choisie.

^a Voir résultats détaillés en annexe.

2.5 Le Japon

2.5.1 Une politique perturbée

L'écueil le plus évident, susceptible de nuire à une estimation correcte de la politique monétaire japonaise, consiste en la politique dite "des taux zéro". La Banque du Japon a en effet mis en œuvre depuis 1992 une baisse des taux d'intérêt nominaux de court terme, qui s'est poursuivie jusqu'au maintien ultérieur de ces taux à des niveaux très proches de zéro. Cette conduite vient seulement d'être abandonnée. Son aspect systématique, même s'il reste fondé sur l'observation de l'état de l'économie, grève l'estimation de fin de période. Dans la mesure où le comportement de la Banque centrale est modélisé par une fonction de *réaction* aux évolutions économiques, et que les autorités monétaires maintenaient le taux d'intérêt à un niveau fixe⁵, les taux estimés vont forcément s'éloigner des taux observés. En fait, la Banque du Japon aurait dû fixer pendant cette période des taux négatifs, ce qui était impossible, le fait que les taux soient restés au plancher zéro risque de perturber et de biaiser les estimations.

Les premières tentatives de modélisation de la politique monétaire japonaise ne pèchent cependant pas seulement par une mauvaise prise en compte de la fin de période. Il semble difficile de décrire l'ensemble de cette politique par une règle simple et stable. Or, le Japon a expérimenté une phase monétaire et financière assez troublée, qui occupe une durée notable de la période d'estimation.

Le Japon a connu à partir du milieu des années 1980 une croissance soutenue, qui a favorisé le développement d'un climat de confiance économique. Parallèlement, la faiblesse des taux d'intérêt visant à modérer l'appréciation du yen, dans le cadre des accords internationaux du Plaza et du Louvre, a dopé la demande de crédit. Ces crédits finançaient des achats d'actifs, boursiers et immobiliers. Le prix de ceux-ci a alors connu une telle croissance que la situation de l'économie japonaise à cette époque a été qualifiée par la suite de "bulle financière". En 1989, lorsque la Banque du Japon a relevé ses taux dans le but de liquider la bulle spéculative, celle-ci a éclaté, entraînant

⁵Le bien-fondé de cette politique était en réalité examiné régulièrement lors des réunions du comité gouvernant de la Banque du Japon, mais celles-ci ont abouti invariablement à la poursuite des "taux zéro", jusqu'au revirement de l'été 2000.

une baisse brusque du prix des actifs et un mouvement de restructuration massif des comptes des agents, contraints par leur récent surendettement. Le système bancaire, fragilisé par une mauvaise adaptation à la dérèglementation et la globalisation des années 1980, est entré en crise, et le pays a entamé une phase de récession. Cet épisode a influencé quelques temps l'action de la Banque centrale. Ainsi, face à l'instabilité des prix des actifs qui a suivi cette crise, les autorités monétaires ont maintenu les taux assez hauts, malgré une activité économique déclinante. La détente monétaire a débuté timidement à partir de 1992, jusqu'en 1994.

Ainsi, la politique japonaise s'est trouvée quelque peu "dérégulée" à partir de la fin des années 1980. Elle a été influencée par les mouvements des prix des actifs, sans qu'une relation directe stable puisse être dégagée entre eux et les variations du taux d'intérêt (après l'éclatement de la bulle, c'est l'*instabilité* du prix des actifs plutôt que leur évolution, à la baisse, qui a déterminé le niveau des taux d'intérêt). Par ailleurs, les autorités monétaires semblent avoir délaissé partiellement les objectifs traditionnels. Ainsi, l'état de l'économie semble avoir été quelque peu ignoré, si l'on en juge par les critiques concernant le manque de soutien monétaire au début de la récession, et le manque d'accompagnement de la reprise ensuite.

2.5.2 La règle de Taylor permet d'approcher les variations du taux d'intérêt

Les contraintes qu'a subi la politique monétaire japonaise sont difficiles à modéliser, car leur influence sur les décisions de la Banque du Japon est souvent indirecte, et ne peut être représentée par une simple variable clef, pouvant s'apparenter à un objectif de politique monétaire. Ainsi, les accords internationaux du Plaza en septembre 1985 et du Louvre en février 1987, portant sur la coordination des politiques nationales et la correction des déséquilibres externes, ont joué un rôle important dans la formation des taux d'intérêt japonais. Les baisses de taux implémentées autour de ces dates relèvent de la volonté de stimuler la demande intérieure, pour réduire l'excédent de balance courante, comme prescrit par ces accords. Les décisions de baisse des taux ayant été souvent prises en commun ou en parallèle avec la Réserve Fédérale [15], j'ai introduit

le taux des *Fedfunds* comme objectif secondaire dans la règle de politique monétaire. Cette solution de compromis s'est avérée assez efficace pour améliorer les estimations. Elle a cependant ensuite été abandonnée au profit de l'incorporation du taux de change yen-dollar dans l'équation. Les estimations comportant le taux de change surpassent en effet celles obtenues avec les *Fedfunds*, et ces deux objectifs sont trop redondants pour être introduits simultanément dans l'équation.

L'histoire monétaire japonaise explique assez bien les bonnes performances du taux de change. D'une part, ils représentent une solution alternative aux *Fedfunds* pour figurer les conséquences des accords du Plaza et du Louvre. Ceux-ci proposent en effet "une politique monétaire flexible tenant compte de façon adéquate du taux de change du yen", et les baisses de taux mentionnées ci-dessus se sont accompagnées de déclarations de la Banque centrale sur la nécessaire stabilité des taux de change. D'autre part, cet objectif a été mentionné à plusieurs reprises par les autorités monétaires, avant et après ces accords [15]. Les contraintes extérieures subies par le Japon ont donc été modélisées sous cette forme. Par contre, aucune modélisation satisfaisante n'a pu être trouvée pour les effets de la crise financière et bancaire. Ces derniers constituent tout au plus un élément d'explication des mauvais résultats obtenus.

L'équation retenue comporte finalement comme l'inflation, mesurée par le glissement de l'indice des prix à la consommation, l'activité économique, représentée par le taux d'utilisation des capacités de production en écart à sa moyenne sur la période d'estimation⁶, et le taux de change réel du dollar contre le yen⁷. Il a en outre été rajouté deux dummies : une indicatrice du premier trimestre 1980, et une indicatrice du deuxième. Elles prennent en compte le durcissement brusque de politique monétaire qui a amené les taux d'intérêt à des niveaux inhabituels. La baisse ultérieure des taux, assez brusque elle-aussi, intervient simplement grâce à l'autorégressivité du modèle (l'effet positif des premières dummies s'atténue progressivement), des dummies supplémentaires n'étant pas apparues significatives. Le taux estimé est le taux d'intérêt

⁶Les statistiques japonaises ne fournissent pas de TUC. Celui-ci a donc été reconstitué par l'OFCE à partir du *Tankan*, enquête par solde sur les entreprises qui établit un pourcentage d'établissements en-dessous de leurs capacités de production, et d'un indice de production industrielle dont on retire la tendance, calculée par filtre HP.

⁷Le taux de change réel a été calculé de la même manière que pour le Royaume-Uni, c. f. page 34.

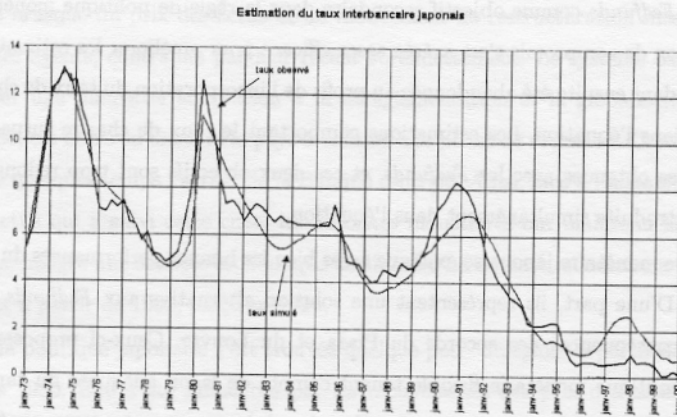


FIG. 2.8 – Estimation du taux interbancaire japonais

interbancaire à trois mois. L'équation finalement retenue est :

$$\begin{aligned} \Delta it &= b_1[a_0 + a_1\pi_{t-1} + a_2\tilde{y}_{t-1} + a_3rex_{t-1}^j] \\ &+ b_2[a_1\Delta\pi_t + a_2\Delta\tilde{y}_t + a_3\Delta rex_t^j] \\ &+ c_1du_{1980T1} + c_2du_{1980T2} \end{aligned}$$

et les résultats sont :

$$\begin{aligned} \Delta it &= \underbrace{0,14}_{(6,5)} \left[\underbrace{3,5}_{(8)} + \underbrace{0,5}_{(7,2)} \pi_{t-1} + \underbrace{0,36}_{(5,8)} \tilde{y}_{t-1} + \underbrace{0,02}_{(2,2)} rex_{t-1}^j \right] \\ &+ \underbrace{0,2}_{(4,3)} [0,5\Delta\pi_t + 0,36\Delta\tilde{y}_t + 0,02\Delta rex_t^j] \\ &+ \underbrace{1,6}_{(3,5)} du_{1980T1} + \underbrace{2,9}_{(6,1)} du_{1980T2} \\ SEE &= 0,46\bar{R}^2 = 0,98 \end{aligned}$$

Le graphique met en évidence la qualité médiocre de cette estimation.

2.5.3 Mais les résultats restent fragiles

La stabilité de l'équation finalement obtenue est d'ailleurs très faible. Les coefficients sont très sensibles à la période d'estimation choisie. Une boucle réduisant la

période d'estimation d'année en année par son point de départ (de 1972-2000 à 1992-2000) confirme ce manque de stabilité. A partir de la régression 1981-2000, l'inflation n'apparaît plus significative, puis c'est le taux de change qui ne semble plus approprié pour expliquer le mouvement des taux d'intérêt. Enfin, la forme même de l'équation est mise en question avec la non significativité du coefficient b_1 .

En outre, les conclusions sur la conduite de la politique japonaise semblent considérablement dépendre non seulement de la période, mais aussi des données employées. Ainsi, R. Clarida, J. Gali et M. Gertler [6] considèrent au vu de leurs estimations sur la période 1979-2000 que la Banque du Japon est l'une des Banques centrales les plus sévères en matière de lutte contre l'inflation. Or, nos problèmes récurrents de significativité concernaient en particulier le coefficient de l'inflation, notamment sur la fin de période. Face à cette contradiction, des estimations ont été réalisées, grossièrement calquées sur celles de R. Clarida, J. Gali et M. Gertler, mais en employant comme ces auteurs des données mensuelles, un taux d'intérêt au jour le jour (le *call money rate*), l'indice des prix à la consommation, et un *output gap* calculé à partir d'un indice de production industrielle et de sa tendance supposée quadratique. Cette formulation n'apparaissant pas valide (le coefficient b_2 est non significatif), une simple équation autorégressive a été estimée, $i_t = a_0 + a_1\pi_t + a_2\tilde{y}_t + a_3i_{t-1}$. Les résultats confirment les conclusions de R. Clarida, J. Gali et M. Gertler : le coefficient de long terme de l'inflation est significatif et très élevé, de l'ordre de 3,5. Cette estimation est cependant globalement mauvaise et ne reproduit que de très loin les variations observées du taux d'intérêt. Elle permet toutefois de souligner la fragilité des conclusions tirées des estimations économétriques d'une règle de Taylor au Japon.

Conclusion

Les fonctions de réaction, de type "règle de Taylor", semblent ainsi constituer un cadre opérationnel pour décrire les politiques monétaires dans les pays développés. Les études de cas des États-Unis, du Royaume-Uni, de l'Allemagne, et dans une moindre mesure du Japon, soulignent la capacité de ce type de modèle à prendre en compte les grands mouvements de politique, comme le détail des évolutions monétaires nationales. Le tournant vers la rigueur et le combat systématique de l'inflation qui marque les années 1980 est un phénomène transversal apparaissant dans toutes les estimations. La crise des caisses d'épargne, la réunification, le Système Monétaire Européen sont autant de phases spécifiques aux différents pays, révélées par les manques des premiers essais. Les interactions et les jeux d'influence des politiques monétaires les unes sur les autres sont également sensibles à travers les estimations et peuvent modélisés clairement dans les équations. Si ce contexte de travail enclôt la politique monétaire dans des limites bien précises (l'instrument principal des Banques centrales est le taux d'intérêt; les autorités monétaires accordent une attention particulière à l'inflation et la production), il reste modulable et permet ainsi de mener des analyses relativement riches.

Annexes

$$\hat{X}_1 = X_1$$

$$\hat{X}_2 = X_2 - \alpha X_{1,t-1}, \quad \forall t > 1$$

$$X_{1,t}^* = X_{1,t} - \alpha \hat{X}_2$$

$$\Delta X_{1,t}^* = \alpha \Delta X_{2,t} + \sum_{i=1}^p \Delta \Delta X_{1,t-i} + u_t$$

Annexe A

Les tests de stationnarité

Le test ERS utilise des séries quasi-différenciées afin d'éliminer les composantes déterministes éventuelles. Les paramètres de la tendance supposée de la série (de la moyenne dans notre cas, les séries ne comportant manifestement pas de tendance) sont estimés par la méthode des moindres carrés. On commence par calculer $\alpha = 1 - \frac{c}{T}$, où $c = 7$ dans la version centrée du test, et T est le nombre d'observations de la série concernée. La série est quasi-différenciée :

$$\begin{aligned}\tilde{X}_1 &= X_1 \\ \tilde{X}_t &= X_t - \alpha X_{t-1}, \forall t > 1\end{aligned}$$

Soit $z_t = 1$, on définit \tilde{z}_t de la même manière : $\tilde{z}_1 = z_1$ et $\tilde{z}_t = z_t - \alpha z_{t-1}, \forall t > 1$. Les paramètres de la moyenne sont alors estimés par la régression de \tilde{X}_t sur \tilde{z}_t . Soit β ces coefficients, on construit une série centrée :

$$X_t^d = X_t - z_t \beta$$

Il suffit alors d'implémenter une régression de Dickey-Fuller, dont la version augmentée est :

$$\Delta X_t^d = \rho X_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i}^d + u_t$$

On teste l'hypothèse $\rho = 0$, la valeur critique de la statistique de Student est lue dans le bloc 1 de la table de Fuller pour cette version du test. Pour un test au seuil de 5%, au vu du nombre d'observations généralement élevé, la série est supposée I(1) si $t_p > -1,95$, et I(0) sinon. La valeur de p , qui détermine le nombre de retards dans

l'équation, est fixée à la convenance de l'utilisateur. Deux méthodes sont utilisées. Soit on fixe p tel que les résidus de l'équation sont cohérents avec l'hypothèse de bruit blanc, à l'aide du test de Ljung-Box. La statistique du test $Q = T(T-2) \sum_{h=1}^k \frac{1}{T-h} \hat{\rho}_h^2(\hat{\varepsilon})$ suit asymptotiquement un $\chi^2(k)$ sous H_0 , l'absence d'autocorrélations. H_0 est rejetée au seuil de 5% si q la statistique de l'échantillon est supérieure au quantile d'ordre 0,95 de la loi du χ^2 , ou si la probabilité critique $P < 0,05$. Soit on fixe p tel qu'il minimise le critère BIC, où $BIC_p = \log \hat{\sigma}_p^2 + k \frac{\log T}{T}$, avec k le nombre de régresseurs et $\hat{\sigma}_p^2$ la variance estimée des erreurs.

Résultats des tests ERS pour les États-Unis sur 1962-2000.

i	nombre de retards	$t_{\hat{\rho}}$
Ljung-Box	7	-1,3
BIC	5	-1,95
π	nombre de retards	$t_{\hat{\rho}}$
Ljung-Box	2	-1,92
BIC	1	-2,3
\tilde{y}	nombre de retards	$t_{\hat{\rho}}$
Ljung-Box	6	-2,5
BIC	2	-3,14

L'inflation, π , présentée en glissement annuel dans les estimations, est ici testée en taux de croissance trimestriel, $100(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} - 1)$, une formulation comportant des retards d'ordre 4 entraînant automatiquement une autocorrélation qui fausse les résultats du test de Ljung-Box. L'*output gap* apparaît stationnaire quel que soit le nombre de retards choisis. L'inflation est I(1) avec les indications du test du bruit blanc et I(0) avec celles du critère BIC. Le $t_{\hat{\rho}}$ qui permet de conclure à la non stationnarité est cependant très proche de la valeur limite ($-1,92 \geq -1,95$). Le cas pour lequel la présomption de non stationnarité est la plus forte est celui du taux d'intérêt : il est I(1) dans le premier cas et juste à la limite de la stationnarité dans le second. Le test réalisé sur les *Fedfunds* nominaux conclue à la stationnarité de ces derniers sur la même période ($t_{\hat{\rho}} = -2,2 < -1,95$). Ces deux taux présentant des évolutions proches et subissant les mêmes grands chocs susceptibles de rendre les séries non stationnaires, le test ERS n'étant pas complètement affirmatif, le taux des bons du Trésor a finalement été considéré stationnaire.

Dans le cas de l'Allemagne, sur la période 1963-2000, les *Fedfunds* tant réels que nominaux apparaissent stationnaires quel que soit le nombre de retards choisi, ainsi

que le TUC (le t_p est toujours proche de -2) et l'inflation. Le cas tangent est à nouveau celui des taux d'intérêt.

i	nombre de retards	t_p
Ljung-Box	9	-1,6
BIC	5	-2,4

Les taux sont I(1) dans le premier cas, et I(0) dans le second, assez largement cette fois. L'aspect graphique de la série allant également dans le sens de la stationnarité, c'est cette hypothèse qui a été choisie.

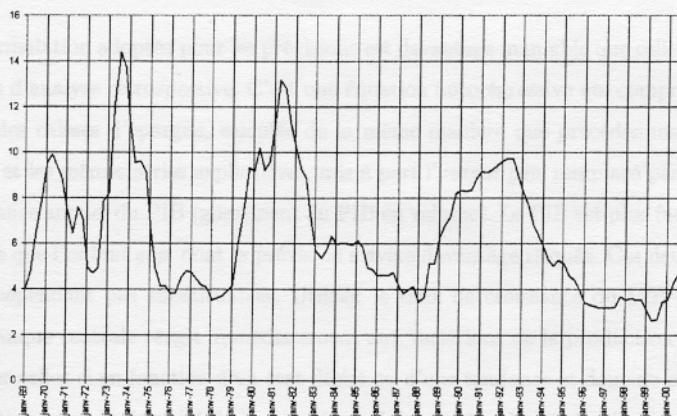


FIG. A.1 – Les taux d'intérêt allemands

Dans le cas du Japon, les tests effectués sur 1974-2000 concluent tous nettement à la non stationnarité des séries. Ainsi, pour le taux d'intérêt, le test de Ljung-Box et le critère BIC s'accordent sur un retard de 1, et $t_p = -0,5 > -1,95$. La valeur du t_p est systématiquement très élevée en comparaison des niveaux observés pour les séries des autres pays.

Dans le cas du Royaume-Uni, les tests ont été effectués sur période plus longue que les estimations finalement choisies, 1970-2000. Le taux de change contre le dollar ($-2,8 \leq t_p \leq -2,5$), l'*output gap* (t_p de l'ordre de -3) et le taux d'intérêt (t_p de l'ordre de

-2,2) apparaissent stationnaires. Le cas de l'inflation est plus tangent ($-2 \leq t_p \leq -1,5$). Elle a cependant été considérée stationnaire. La période finalement choisie pour les estimations, 1979-2000, va en outre dans le sens d'un "renforcement" de la stationnarité de ces séries.

Annexe B

Prévisions du taux des bons du Trésor aux États-Unis

La formulation adoptée pour les prévisions est davantage maniable que celle estimée à des fins d'analyse rétrospective. C'est une équation autorégressive qui comprend une dummy des caisses d'épargne, calculée de la même manière que précédemment (voir page 21) et les mêmes séries explicatives, mis à part l'*output gap*, remplacé par le taux de croissance annuel du PIB (glissement du PIB en volume). Le PIB est plus facilement prévisible que l'*output gap*, dont la prévision s'avère davantage risquée. Ces deux séries ne sont cependant pas substituables. Utiliser le taux de croissance du PIB suppose que la Banque centrale réagit immédiatement aux variations de la production, au lieu d'analyser celles-ci en fonction d'un état désiré ou d'une tendance et donc de pondérer leur réaction selon la "gravité de la situation". L'hypothèse d'une réaction immédiate ne grève pas les estimations¹, bien au contraire. L'équation est :

$$i_t = a_0 + a_1 \pi_t + a_2 \tilde{y}_t + a_3 i_{t-1} + a_4 du_{1991-1994}$$

et les coefficients issus des estimations et utilisés dans les prévisions sont :

$$i_t = \underbrace{0,53}_{1,62} + \underbrace{0,62}_{7,8} \pi_t + \underbrace{0,22}_{5} \tilde{y}_t + \underbrace{0,52}_{8,2} i_{t-1} + \underbrace{0,92}_{3,64} du_{1991-1994}$$
$$SEE = 0,73 \quad \bar{R}^2 = 0,94$$

Les coefficients de long terme de cette équation $a'_i = \frac{a_i}{(1-a_{i-1})}$ sont :

¹Elles ont uniquement été réalisées sur période récente avec cette formulation.

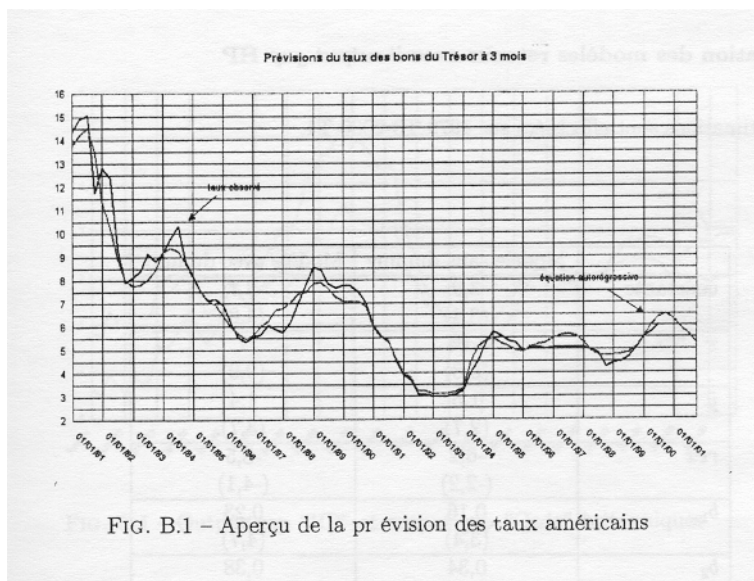
	constante	π	\tilde{y}	du9194
coefficients a'_i	1,1	1,3	0,46	1,9

On retrouve des résultats similaires à ceux obtenus précédemment. Le poids de l'inflation est bien supérieur à 1. L'inflation diminuant à partir du premier trimestre 2001, tandis que le taux de croissance du PIB accuse un net ralentissement pendant toute la période de prévision, les taux d'intérêt sont amenés à baisser à terme. Les chiffres de prévision sont :

	1999 T3	1999 T4	2000 T1	2000 T2	2000 T3	2000 T4
Taux (%)	4,8	5,1	5,5	6	6,3	6,5

	2001 T1	2001 T2	2001 T3	2001 T4
Taux (%)	6,2	5,9	5,6	5,2

La hausse de 0,3 point au troisième trimestre 2000 est manifestement surestimée par le modèle, au vu des chiffres déjà connus au moment de la prévision (septembre 2000), et entraîne une surévaluation des taux en début de période de prévision, en raison du caractère autorégressif du modèle. La baisse de 1,3 points prévue entre le niveau le plus haut et la fin de période risque donc de majorer la baisse qui aura effectivement lieu. Le rythme de cette diminution, tel qu'il apparaît dans ces prévisions (environ 0,3 point par trimestre à partir de 2000 T4), peut cependant être retenu, dans la mesure où il reflète les tendances à la baisse des autres variables de l'économie.



Annexe C

Les *output gaps* britanniques

Réestimation des modèles retenus avec l'*output gap* HP

Les estimations sont effectuées sur 1979 T3-2000 T1.

	Modèle sans dummy	Modèle avec dummy
constante	3,9 (3,4)	3,7 (4,8)
π	1,04 (5,8)	1 (9,2)
\tilde{y}	1,5 (2,7)	1,4 (3,7)
rex	-6,2 (-2,2)	-8,5 (-4,1)
b_1	0,16 (3,4)	0,23 (4,7)
b_2	0,34 (3,7)	0,38 (4,9)
dummy SME	-	1,13 (3,2)
SEE	0,78	0,74

Comparaison des deux *output gaps*

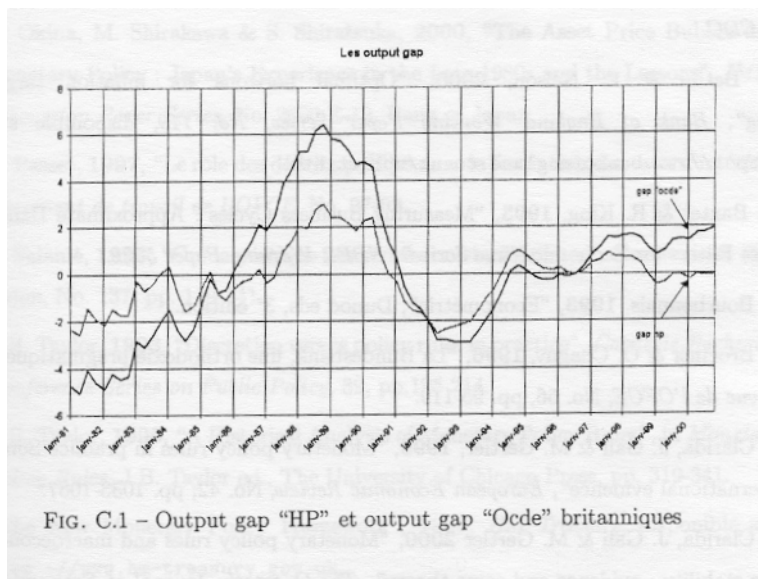


FIG. C.1 – Output gap “HP” et output gap “Océde” britanniques

Bibliographie

- [1] P. Artus, 2000, “Règle de fixation des taux d’intérêt par la Banque centrale : quelles conditions pour qu’il y ait stabilité dynamique”, *Document de travail de la CDC*.
- [2] N. Batini & E. Nelson, 2000, “Optimal horizons for inflation targeting”, *Bank of England Working Paper Series, No. 119*, disponible sur <http://www.bankofengland.co.uk/wplist.htm>.
- [3] M. Baxter & R. King, 1995, “Measuring Business Cycles : Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series”, *NBER Working Paper 5022*.
- [4] R. Bourbonnais, 1993, “Econométrie”, Dunod eds, 3^e édition.
- [5] A. Brociner & O. Chagny, 1996, “La Bundesbank, une orthodoxie pragmatique”, *Revue de l’OFCE*, No. 56, pp. 95-119.
- [6] R. Clarida, J. Gali & M. Gertler, 1998, “Monetary policy rules in practice Some international evidence”, *European Economic Review*, No. 42, pp. 1033-1067.
- [7] R. Clarida, J. Gali & M. Gertler 2000, “Monetary policy rules and macroeconomic stability : evidence and some theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, No. 115, pp. 147-180.
- [8] J. Creel & H. Sterdyniak 1999, “La politique monétaire sans monnaie”, *Revue de l’OFCE*, No. 70, pp. 111-154.
- [9] J. M. Dinand, 1992, “Mutations du système financier et politique monétaire au Japon”, *Cahiers Economiques et monétaires*, No. 40, pp. 67-74.
- [10] S. Guichard, 1996, “La crise du système bancaire japonais”, *Economie internationale*, No. 67, 3^e trimestre, *Revue du CEPII*, pp. 3-29.

- [11] S. Guichard, **1999**, "La crise japonaise est-elle finie?", *La lettre du CEPII*, No. 183
- [12] J. P. Judd & G. D. Rudebusch, **1998**, "Taylor's Rule and the Fed : 1970-1997", *FRBSF Economic Review*, No. 3, pp. 3-16.
- [13] J. Le Cacheux, **1994**, "Les banques américaines et la baisse des taux d'intérêt", *Revue de l'OFCE*, No. 48, pp. 131-150.
- [14] E. Nelson, **2000**, "UK monetary policy 1972-1997 : a guide using Taylor rules", *Bank of England Working Paper Series*, No. 120, disponible sur <http://www.bankofengland.co.uk/wplist.htm>.
- [15] K. Okina, M. Shirakawa & S. Shiratsuka, **2000**, "The Asset Price Bubble and Monetary Policy : Japan's Experience in the Late 1980s and the Lessons", *IMES Discussion Paper Series*, No. 2000-E-12, Bank of Japan.
- [16] O. Passet, **1997**, "Le rôle des déficits publics dans la formation des taux d'intérêt", *Document de travail de l'OFCE*, No. 97-02.
- [17] B. Salanié, **1999**, "Guide pratique des séries non stationnaires", *Economie et Prévision*, No. 137, pp. 119-141.
- [18] J. B. Taylor, **1993**, "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp.195-214.
- [19] J. B. Taylor, **1999**, "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules", in *Monetary Policy Rules*, J.B. Taylor ed., The University of Chicago Press, pp. 319-341.
- [20] "The New Monetary Policy Framework", **1999**, *HM Treasury*, disponible sur <http://www.hm-treasury.gov.uk>.
- [21] *Etudes économiques : États-Unis*, **1980**, OCDE.
- [22] *Etudes économiques : Royaume-Uni*, **1988-1989**, OCDE.
- [23] *Etudes économiques : Royaume-Uni*, **1990-1991**, OCDE.
- [24] *Etudes économiques : Japon*, **1980**, OCDE.