



**HAL**  
open science

# Structure par terme des taux d'intérêt et anticipations de la politique économique

Bruno Ducoudré

## ► To cite this version:

Bruno Ducoudré. Structure par terme des taux d'intérêt et anticipations de la politique économique. Economies et finances. Institut d'études politiques de Paris - Sciences Po, 2008. Français. ⟨NNT: 2008IEPP0021⟩. ⟨tel-04879176⟩

**HAL Id: tel-04879176**

**<https://sciencespo.hal.science/tel-04879176v1>**

Submitted on 10 Jan 2025

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0 - Attribution - Non-commercial use - No Derivative Works - International License

**Institut d'Études Politiques de Paris**  
**ÉCOLE DOCTORALE DE SCIENCES PO**  
**Programme doctoral Gouvernance Économique**  
**OFCE**  
**Doctorat de Sciences Économiques**

# Structure par terme des taux d'intérêt et anticipations de la politique économique

Bruno Ducoudré

*Thèse dirigée par Henri Sterdyniak, Professeur associé à l'Université de Paris IX-Dauphine*

Soutenue le 4 avril 2008

Jury :

M. André Cartapanis, Professeur à l'Institut d'Études Politiques d'Aix-en-Provence, rapporteur

Mme Virginie Coudert, Professeur associé à l'Université de Paris 13

M. Jean-Paul Fitoussi, Professeur à Sciences-Po Paris

M. Jean-Paul Pollin, Professeur à l'Université d'Orléans, rapporteur

M. Henri Sterdyniak, Professeur associé à l'Université Paris IX-Dauphine, Directeur de thèse

L'INSTITUT D'ETUDES POLITIQUES DE PARIS n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

# Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de thèse, M. Henri Sterdyniak, Directeur du département Économie de la Mondialisation à l'OFCE, de m'avoir accordé sa confiance tout au long de mes années de thèse. Cette thèse n'aurait pu exister sans ses nombreux conseils, ses critiques si justes, son implication et sa grande disponibilité.

Mes remerciements vont aussi à l'ensemble des membres de l'OFCE. Je remercie plus particulièrement M. Jean-Paul Fitoussi, Président de l'OFCE, pour m'y avoir accueilli, et pour sa participation au jury de la thèse ; Catherine Mathieu pour son aide précieuse lors de la constitution de bases de données ; Jérôme Creel pour ses conseils ; Esther Benbassat pour sa grande disponibilité ; Gwenola de Gouvello et Christine Paquentin pour leur assistance lors de mes recherches bibliographiques ; Christian Giraud pour la qualité du matériel informatique mis à ma disposition. Je remercie aussi chaleureusement les doctorants qui m'ont accompagné dans cette aventure, pour leur écoute, leur soutien et leur assistance technique : Gaël Callonnec, Mathias Coiffard, Yves de Curraize, Paul Huber, Gwénaëlle Poilon, Frédéric Reynès. Je remercie plus spécialement Antoine Bouveret pour sa précieuse collaboration lors de l'article que nous avons réalisé en commun.

Je remercie aussi Mme Virginie Coudert, M. André Cartapanis et M. Jean-Paul Pollin pour l'honneur qu'ils m'ont fait en acceptant de participer au jury de la thèse.

J'adresse un profond remerciement à Laetitia, à ma famille et à mes amis, pour m'avoir écouté et soutenu dans mes moments de doute. Un grand merci à Marie et Sébastien d'avoir pris le temps de relire avec une grande attention les chapitres de ma thèse.

A Laetitia

# Sommaire

<b>Résumé</b>		<b>7</b>
<b>Introduction générale</b>		<b>9</b>
<b>Chapitre 1 :</b>	Détermination de la structure par terme des taux d'intérêt et politique économique	<b>17</b>
<b>Chapitre 2 :</b>	Communication et anticipations de la politique monétaire future	<b>61</b>
<b>Chapitre 3 :</b>	Politique budgétaire et taux d'intérêt	<b>99</b>
<b>Chapitre 4 :</b>	Peut-on expliquer le bas niveau des taux longs US ?	<b>139</b>
<b>Chapitre 5 :</b>	Politiques économiques cohérentes, taux d'intérêt et taux de change d'équilibre	<b>195</b>
<b>Conclusion générale</b>		<b>227</b>
<b>Bibliographie</b>		<b>231</b>
<b>Table des matières</b>		<b>251</b>



# Résumé

Cette thèse porte sur la formation des anticipations de politique économique dans la structure par terme des taux d'intérêt et s'organise en cinq chapitres. Le premier chapitre est consacré à l'étude de la détermination de la structure par terme des taux d'intérêt dans un cadre macroéconomique. Il confronte les théories du taux de long terme, clarifie les risques auxquels les agents sont confrontés, traite la question de la formation des anticipations et analyse les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt.

Le deuxième chapitre étudie les effets de la communication des Banques centrales sur la structure par terme des taux d'intérêt. Les Banques centrales ajustent graduellement leur taux court et peuvent influencer les anticipations de taux courts futurs par la communication sur leur politique future. Elles refusent néanmoins d'annoncer explicitement aux agents privés le niveau futur du taux de refinancement. Nous exposons les arguments expliquant pourquoi les Banques centrales s'y refusent. Nous distinguons ensuite l'effet des décisions de celui des annonces de politique monétaire future sur la structure par terme des taux d'intérêt en Zone Euro et aux Etats-Unis.

Le troisième chapitre porte sur la mesure des effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. La politique budgétaire n'a pas en théorie d'effet automatique sur les taux. Nous revenons sur les résultats des études empiriques existants, puis nous présentons des estimations des effets de la politique budgétaire sur les taux de court terme et de long terme. Selon nous, les politiques budgétaires n'auraient pas eu d'impact direct sur la fixation des taux courts par les autorités monétaires. Elles n'auraient pas non plus dans l'ensemble provoqué de hausse des taux d'intérêt réels de long terme sur la période considérée.

Le quatrième chapitre revient sur les explications du bas niveau du taux long public américain depuis 2004. Nous évaluons le *Conundrum*, et nous discutons les explications avancées dans la littérature. A partir d'estimations économétriques, nous montrons que la forte hausse de la part de titres longs détenus par l'étranger dans la dette Fédérale permet d'expliquer une partie du *Conundrum*.

Le cinquième chapitre a pour but d'analyser les relations entre le taux de change réel d'équilibre, le taux long et la politique monétaire dans une petite économie ouverte. Nous discutons les hypothèses de neutralité des agents face au risque lorsqu'ils arbitrent sur les marchés financiers internationaux, et d'indépendance du taux de change réel d'équilibre à la politique économique. Puis nous développons une maquette dynamique d'un modèle linéaire à anticipations rationnelles dans laquelle les politiques économiques sont cohérentes intertemporellement. Nous montrons que le taux de change réel et le taux long d'équilibre sont contingents aux préférences des autorités.



## Introduction générale

La détermination des taux d'intérêt a nourri différentes polémiques entre les économistes, dont celle qui opposa les tenants de la théorie des fonds prêtables (Ohlin *et al.* (1937)) à Keynes et la théorie de la préférence pour la liquidité (Keynes (1937a), (1937b)). Selon les premiers, le taux d'intérêt assure l'équilibre entre épargne et investissement, tandis que Keynes soutient que c'est l'ajustement du revenu qui permet, *ex post*, cet équilibre. Un autre point de divergence portait sur le marché à considérer pour expliquer la détermination des taux d'intérêt : marché monétaire ou marché financier. Cette polémique fut conclue par Hicks dans Valeur et Capital<sup>1</sup>, qui souleva néanmoins un point crucial : « La méthode de Keynes cesse en revanche d'être aussi commode dès qu'on abandonne l'économie au comptant, avec son unique taux d'intérêt, pour s'attaquer au système des taux d'intérêt. Les titres ne constituent pas une marchandise homogène : si on les supprime en bloc des équations déterminantes, il est très probable que l'on ne tiendra pas suffisamment compte de leurs différences ». Hicks pointe ici le problème de l'introduction de plusieurs taux d'intérêt dans un modèle macroéconomique. Par la suite néanmoins, la macroéconomie keynésienne s'est attachée à résumer, dans le modèle IS/LM, les taux d'intérêt par un unique taux de court terme, déterminé sur le marché monétaire, tandis que se sont développées parallèlement les théories de la structure par terme des taux d'intérêt pour décrire le système des taux d'intérêt (Lutz (1940) ; Malkiel (1962) ; Shiller (1979) ; Cox *et al.* (1985)).

Dans les années 1980, on assiste à deux évolutions contradictoires. Tout d'abord, les partisans de la théorie des fonds prêtables rejettent à nouveau les explications keynésiennes des taux d'intérêt : les taux longs sont déterminés sur le marché des fonds prêtables par la confrontation entre une offre d'épargne et une demande de financement. Le lien entre taux courts et taux longs est ténu, les bons de court terme et les obligations de long terme étant peu substituables selon eux. Or la consommation et l'investissement dépendent des taux longs. Il s'ensuit que les Banques centrales ont peu d'influence sur ceux-ci, tandis que les politiques budgétaires expansionnistes exerceraient une pression à la hausse des taux longs. Ce phénomène se serait amplifié avec la mondialisation financière : les taux longs seraient désormais déterminés sur le marché mondial des capitaux (Blanchard et Summers (1984)), ce qui ôterait toute possibilité à une Banque centrale d'orienter le marché financier domestique pour atteindre ses objectifs macroéconomiques. Cette analyse serait étayée par certains travaux empiriques, dont les résultats montrent un faible effet des taux courts sur les taux longs (Roley et Sellon (1995) ; Evans et Marshall (1998)).

A l'inverse, certains auteurs cherchent à réconcilier les théories de la structure par terme des taux d'intérêt avec la macroéconomie keynésienne (Blanchard (1984) ; Turnovsky et Miller (1984)). Ces travaux consistent à intégrer dans un modèle IS/LM une équation liant le taux long aux taux courts futurs anticipés. Dans ce cadre, les titres courts et longs sont fortement substituables, et à l'équilibre d'arbitrage, le taux long est égal à la somme des taux courts futurs anticipés, à une prime de risque près. Ces analyses remettent la politique

---

<sup>1</sup> « Il nous est loisible de supprimer l'équation de la monnaie [...] tandis que l'on déterminera le taux d'intérêt par l'offre et la demande de fonds prêtables ; [...] Ou nous pouvons imiter Keynes en éliminant [...] l'équation de l'emprunt et du prêt, c'est-à-dire de l'achat et de la vente de titres. [...] Ces deux méthodes nous paraissent également admissibles, le choix qu'on ferait étant simplement une question de commodité. » Hicks (1956), p. 148.

monétaire au cœur de la détermination des taux d'intérêt de long terme. Néanmoins, l'endogénéité de la masse monétaire implique le développement des analyses du comportement des Banques centrales en termes de règles de Taylor (Taylor (1993))<sup>2</sup> et non plus en termes de règles de taux de croissance de la masse monétaire. L'équation d'équilibre sur le marché de la monnaie peut alors être négligée dans les modèles macroéconomiques (Creel et Sterdyniak (1999) ; Pollin (2005)). Dès lors, la structure par terme des taux d'intérêt joue un rôle central dans la conduite de la politique monétaire (Goodfriend (1998) ; Blinder *et al.* (2001) ; Bordes (2007)) tandis que les marchés cherchent à anticiper la politique monétaire future et la coordination entre les autorités de politique économique. La présente thèse s'inscrit dans cette littérature. Elle a pour objectifs principaux de montrer 1) que les taux longs dépendent étroitement des anticipations de la politique économique future ; 2) que les Banques centrales peuvent influencer significativement les anticipations, donc les taux longs ; 3) que la politique budgétaire n'a pas d'effet mécanique sur les taux d'intérêt.

### i. Taux court, taux long et politique économique

La distinction du taux court et du taux long dans les modèles macroéconomiques nécessite de répondre à trois questions : 1) Comment est déterminé le taux d'intérêt de court terme ? 2) Comment est déterminé le taux d'intérêt de long terme ? 3) Quels sont les liens entre les deux ?

La règle de Taylor consiste à décrire le comportement des Banques centrales par la fixation du taux d'intérêt de court terme :

$$(0.1) \quad i = \bar{r} + \pi + \lambda(\pi - \pi^{obj}) + \lambda_y \cdot y \text{ avec } (\lambda, \lambda_y) > 0$$

$i$  est le taux d'intérêt de court terme nominal,  $\bar{r}$  une constante,  $\pi$  le taux d'inflation,  $\pi^{obj}$  l'objectif d'inflation de la Banque centrale et  $y$  l'écart de production.

Concernant le taux long, la théorie des fonds prêtables suppose l'existence d'un marché où se confrontent l'offre et la demande de fonds de long terme, c'est-à-dire l'épargne des ménages  $S$  d'une part, et les besoins de financement de l'État, soit son déficit  $Def$ , et l'investissement privé des entreprises privées,  $Inv$ , d'autre part. Elle suppose que  $S$  est une fonction croissante du taux d'intérêt réel<sup>3</sup> de long terme  $R$ , et que  $Inv$  décroît avec  $R$ . Le taux d'intérêt réalise l'équilibre du marché  $S = Def + Inv$ . La théorie des fonds prêtables exclut toute influence directe de la politique monétaire, *ie* du taux court sur le taux long.

Cependant, si des agents arbitrent en  $t$  entre la détention répétée de titres courts (arrivant à terme dans 1 période) pendant  $n$  périodes et l'achat d'un titre arrivant à maturité dans  $n$  périodes, la théorie des fonds prêtables ne tient plus. Cette théorie suppose un cloisonnement du marché obligataire par échéance des titres échangés, hypothèse invalidée par la libéralisation financière (Bourguinat (1997)). Par ailleurs, elle ne rend pas compte des arbitrages des agents lorsqu'ils composent leur portefeuille de titres. Le taux long est alors déterminé non pas par confrontation de l'offre et de la demande de fonds de long terme, mais par les anticipations des agents portant sur les taux courts futurs et les stocks d'actifs financiers. A l'équilibre d'arbitrage, le taux long sur un titre sans coupon vérifie alors :

---

<sup>2</sup> Voir aussi Sterdyniak et Villa (1977) et Coudert *et al.* (1987).

<sup>3</sup> Il s'agit du taux long nominal en  $t$  moins le taux d'inflation moyen anticipé entre  $t$  et  $t+n$ ,  $t+n$  étant la période où le titre long arrive à échéance.

$$(0.2) \quad I_t^{(n)} = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{n-1} E_t(i_{t+j}) + \xi_t^{(n)}$$

$E_t(i_{t+j})$  est l'anticipation en  $t$  du taux court pour  $t+j$  et  $\xi_t^{(n)}$  est une prime de risque. La théorie des anticipations de la structure par terme<sup>4</sup>, couplée à la règle de Taylor, met la politique monétaire courante et future au cœur de la détermination du taux de long terme.

### *i.1. La communication des Banques centrales aux marchés*

Les Banques centrales manipulent le taux court graduellement pour stabiliser l'inflation et la production. Cependant, la demande privée dépendant du taux long, et les agents faisant face à de l'incertitude lorsqu'ils anticipent le futur, les Banques centrales ont intérêt à donner de l'information sur leur politique monétaire future, pour que le taux long soit tel qu'il leur permette d'atteindre leurs objectifs macroéconomiques. Ainsi, s'inspirant de la littérature sur la transparence (Geraats (2002)), certains auteurs soutiennent que les Banques centrales devraient même annoncer clairement leur politique monétaire future, c'est-à-dire la séquence des taux d'intérêt futurs, notamment lorsque les agents ont une information imparfaite sur la détermination de la politique monétaire. Rudebusch et Williams (2006) affirment par exemple que la publication par les Banques centrales de leurs projections de taux court futur permettrait de mieux guider les anticipations et d'améliorer les performances macroéconomiques.

Globalement, la communication sur la politique future réduirait les délais de transmission de la politique monétaire. La réaffirmation régulière de l'objectif de stabilité de l'inflation renforcerait la crédibilité de la Banque centrale, ce qui lui donnerait plus de flexibilité pour répondre à des chocs à court terme (King (1997)). La communication réduirait aussi l'incertitude sur les marchés financiers, donc les coûts de financement. Nous verrons ainsi que les Banques centrales ont développé leur communication vis-à-vis des marchés financiers. Nous entreprendrons des estimations économétriques des effets de la politique monétaire sur les taux futurs anticipés et les taux longs, estimations qui confirmeront premièrement que la politique monétaire a un effet sur la structure par terme des taux d'intérêt, et deuxièmement que la communication a un effet spécifique sur les anticipations.

Néanmoins, si les Banques centrales communiquent de façon indirecte sur leur politique future, elles n'annoncent jamais leurs décisions à l'avance. Nous étudierons les raisons qui poussent les Banques centrales à maintenir une certaine indécision sur la politique monétaire future. Dans la lignée des travaux de Morris et Shin (2002), il apparaîtra notamment que la focalisation des marchés sur les annonces des Banques centrales peut conduire les autorités monétaires à ne pas annoncer avec une grande précision leur politique future.

---

<sup>4</sup> La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt prédit qu'un écart positif entre le taux long et le taux court doit être suivi 1) d'une hausse du taux long et 2) d'une hausse des taux courts futurs. Les tests empiriques de la théorie des anticipations conduisent à des résultats contradictoires, certains travaux l'invalidant (par exemple Campbell et Shiller (1991)) tandis que d'autres la valident (par exemple Hurn *et al.* (1995) ; Dahlquist et Jonsson (1995) ; Gerlach et Smets (1997)).

### *i.2. La coordination des autorités monétaires et budgétaires*

Dans l'optique de la théorie des fonds prêtables, la montée des déficits et des stocks de dette publique depuis la fin des années 1970 aurait induit des tensions sur les marchés obligataires : les Gouvernements, en finançant les politiques budgétaires expansionnistes par une hausse de la dette publique, réduiraient l'épargne disponible pour financer l'investissement privé, ce qui pousserait les taux longs à la hausse (voir par exemple Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) ; Ford et Laxton (1999)). La montée des taux longs au niveau mondial aurait alors pénalisé l'accumulation du capital. La prise en compte des arbitrages sur le marché obligataire remet en cause cette analyse : suivant l'équation de structure des taux, la politique budgétaire aura un effet sur le taux long dès lors qu'elle induira une anticipation de hausse future du taux court. Dans cette thèse nous revenons donc sur les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt, en distinguant ses effets sur les taux courts et ses effets sur les taux longs.

Pour stabiliser l'inflation et l'activité économique, la Banque centrale doit prendre en compte les effets de la politique budgétaire, de même que la politique budgétaire doit tenir compte de la politique monétaire. Nous verrons à quelles conditions une politique budgétaire expansionniste a pour effet une hausse du taux de la Banque centrale. Il s'avère que la coordination entre les autorités monétaires et budgétaires permet d'écarter tout lien mécanique entre la politique budgétaire et le taux court. La corrélation n'est positive qu'en cas de conflit entre les autorités. A l'aide d'estimations de règles de Taylor pour les Etats-Unis, l'Allemagne, le Japon et le Royaume-Uni nous montrerons que les politiques budgétaires n'ont globalement pas poussé les Banques centrales à augmenter le taux court.

L'anticipation par les agents de la trajectoire future de la politique budgétaire, de l'inflation et du taux court pose la question du long terme qu'ils anticipent : anticipent-ils une économie en régime classique à un horizon très proche, ou une longue trajectoire vers un hypothétique équilibre à long terme ? Dans le premier cas, toute politique budgétaire expansionniste en période d'insuffisance de la demande entraînerait une hausse du taux long, d'autant plus que cette politique serait difficilement réversible dès le régime classique atteint. A l'inverse, si les agents anticipent un retour progressif vers l'équilibre de plein-emploi, la politique budgétaire n'aura pas nécessairement d'effet sur le taux long. Nous étudierons donc à quelles conditions la politique budgétaire crée des effets d'éviction. Nous montrerons aussi à l'aide d'estimations d'équations de taux longs que la politique budgétaire n'a pas entraîné de hausse automatique et généralisée des taux longs dans les pays de l'OCDE.

### *i.3. La globalisation des marchés financiers*

La libéralisation financière permet aux agents de diversifier leur portefeuille de titres à l'échelle mondiale. Cela implique, selon certains auteurs, que les taux longs seraient désormais déterminés sur le marché mondial des capitaux (Blanchard et Summers (1984) ; Barro et Sala-i-Martin (1991)). Cette connexion entre les marchés obligataires se ferait au détriment de la capacité des Banques centrales à influencer la structure par terme des taux d'intérêt de leurs pays respectifs. Ainsi, le bas niveau du taux long américain depuis 2004 (le *Conundrum*) s'expliquerait pour les uns par une incapacité de la Réserve Fédérale à le faire

monter par des hausses successives du taux des Fonds Fédéraux<sup>5</sup>, et par un déséquilibre entre épargne et investissement à l'échelle mondiale pour les autres (Bernanke (2005)).

Pendant, la forte volatilité des taux de change, et la difficulté à prévoir leur évolution sont sources d'aversion des agents pour le risque à l'échelle internationale, aversion qui se traduit par une préférence pour les actifs libellés en monnaie domestique (Tesar et Werner (1994) ; Lewis (1998)). Dès lors, si empiriquement les marchés obligataires sont corrélés à court terme (Solnik *et al.* (1996)), cela n'implique pas pour autant l'égalisation des taux d'intérêt nominaux ou réels à long terme<sup>6</sup>. Nous montrerons à l'aide d'un modèle théorique que dans une petite économie ouverte, la Banque centrale conserve la capacité à influencer le taux long, même à long terme. Nous montrerons aussi, à l'aide d'estimations économétriques, que la théorie mondiale des fonds prêtables n'est pas valide empiriquement, ce qui permet de rejeter l'hypothèse du *Global Saving Glut* pour expliquer le bas niveau du taux long américain. Selon nous, c'est la forte hausse de la part de titres longs détenus par l'étranger dans la dette Fédérale américaine qui permet d'expliquer une part importante du *Conundrum*.

### ii. Organisation de la thèse

Cette thèse s'organise en trois parties. La première est d'ordre théorique. Elle traite de la détermination des taux d'intérêt et des anticipations, des problèmes posés par l'intégration de plusieurs taux d'intérêt dans un modèle macroéconomique, et de leurs interactions avec la politique économique. La deuxième partie, composée des chapitres 2 et 3, est empirique. Elle porte sur les effets de la politique monétaire et ceux de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt de long terme. Enfin, la troisième partie, composée des chapitres 4 et 5, intègre la dimension internationale des marchés financiers. Elle comporte des estimations économétriques ayant pour objectif d'expliquer le bas niveau du taux long américain depuis 2004, ainsi qu'un modèle théorique d'une petite économie ouverte intégrant plusieurs taux d'intérêt et des politiques économiques cohérentes intertemporellement. Le **premier chapitre** est consacré à l'étude de la détermination de la structure par terme des taux d'intérêt dans un cadre macroéconomique. Il confronte les théories du taux de long terme (théorie néoclassique, théorie des fonds prêtables, théorie keynésienne, théorie des anticipations) en relevant les hypothèses sous-jacentes à chaque théorie, pour établir que les taux longs sont déterminés par les anticipations des agents et non par des mécanismes de marché. Dès lors, les agents doivent anticiper la trajectoire des taux courts futurs vers le taux d'intérêt d'équilibre, compatible avec le plein-emploi des facteurs de production. Il faut donc préciser comment se forment ces anticipations. Les agents anticipent-ils le long terme ? Si oui, comment le font-ils ? Quelle est l'importance accordée au long terme dans leurs anticipations ? Par ailleurs, les agents font face à de l'incertitude sur le futur, d'où l'existence de primes de risque. Celles-ci nécessitent la clarification des risques auxquels les agents sont confrontés. Ces points étant éclaircis, nous analysons les effets de la politique économique sur les taux d'intérêt. Les analyses des effets de la politique budgétaire expansionniste sur les taux d'intérêt concluent généralement que celle-ci a pour conséquence une hausse des taux, qui serait à l'origine d'effets d'éviction nuisant à l'accumulation du capital. Or la politique budgétaire n'a d'effet sur les taux longs que dans la mesure où elle implique une hausse durable du taux court. Nous précisons donc dans quelles circonstances la politique budgétaire entraîne des effets d'éviction.

---

<sup>5</sup> Voir Poole (2005).

<sup>6</sup> La parité des taux d'intérêt non couverte et la parité des taux d'intérêt réels étant généralement rejetées empiriquement.

Le **deuxième chapitre** étudie les effets de la communication des Banques centrales sur la structure par terme des taux d'intérêt. Pour influencer la demande par le canal des taux longs, et stabiliser les anticipations d'inflation à long terme, la Banque centrale peut influencer les anticipations de taux courts futurs par la communication sur sa politique future. Si les Banques centrales communiquent sur leur politique future, elles refusent néanmoins d'annoncer explicitement aux agents privés le niveau futur du taux de refinancement. Nous exposons les arguments expliquant pourquoi les Banques centrales s'y refusent. Nous proposons une version modifiée du modèle de Morris et Shin (2002), dans lequel les agents sur le marché obligataire se focalisent sur l'information communiquée par la Banque centrale en fonction de la précision de la communication de cette information. Dans ce modèle, la Banque centrale peut annoncer plus ou moins précisément sa politique monétaire future au marché, quelle que soit la qualité de l'information dont elle dispose. Nous montrons que dans certains cas la Banque centrale a intérêt à annoncer de façon imprécise son taux court futur. A partir d'indicateurs du biais de la politique monétaire future contenu dans les déclarations de la Réserve Fédérale américaine et de la Banque Centrale Européenne, nous distinguons ensuite l'effet des décisions de celui des annonces de politique monétaire future sur la structure par terme des taux d'intérêt. Il apparaît que la structure par terme des taux d'intérêt en Zone Euro et aux Etats-Unis évolue bien en fonction des surprises de politique monétaire et de la communication sur la politique future.

Le **troisième chapitre** porte sur la mesure des effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt : de nombreux travaux trouvent un effet des variables de politique budgétaire sur les taux. Cependant, la politique budgétaire n'a pas en théorie d'effet automatique sur les taux. Nous nous demandons donc dans quelle mesure les effets reportés par ces études sont bien des effets d'éviction ou s'ils sont le résultat d'estimations erronées. Il s'avère que celles-ci estiment généralement des formes réduites, qui n'intègrent pas les effets conjoncturels, les autres déterminants des taux d'intérêt (comportement des entreprises et des ménages) et font des hypothèses contestables sur la façon dont les marchés anticipent les déficits publics futurs. Nous présentons des estimations de fonctions de réaction des autorités monétaires, et d'équations de taux d'intérêt de long terme pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne et le Japon dans lesquelles nous distinguons les effets à court terme des effets à long terme de la politique budgétaire, c'est-à-dire la partie cyclique de la partie autonome du déficit budgétaire. Selon nous, les politiques budgétaires n'auraient pas eu d'impact direct sur la fixation des taux courts par les autorités monétaires. Elles n'auraient pas non plus dans l'ensemble provoqué de hausse des taux d'intérêt réels de long terme sur la période considérée.

Le **quatrième chapitre** revient sur les explications du *Conundrum* sur le taux long public américain. Poole (2005), décompose le *Conundrum* en deux problèmes : la politique monétaire aurait perdu son influence sur les taux longs, une hausse du taux court n'ayant pas d'effet sur les taux longs ; les taux longs seraient globalement trop bas. Plusieurs explications ont été suggérées. Selon les tenants du *Global Saving Glut*, il existerait un déséquilibre entre épargne et investissement mondiaux qui pousserait les taux longs mondiaux à la baisse. Certains l'expliquent par une baisse du taux d'intérêt neutre, ou encore une baisse de la prime de risque. Enfin, selon plusieurs auteurs, l'accumulation de titres libellés en dollars par les non-résidents limiterait la hausse des taux longs américains. Artus (2005), Frey et Moëc (2005) et Warnock et Warnock (2006) estiment ainsi que les achats nets d'obligations par les non-résidents abaissent le taux long de 100 à 150 points de base. Dans ce chapitre, nous évaluons le *Conundrum*, et nous discutons les explications avancées dans la littérature. A partir des statistiques de la dette publique américaine, nous ventilons la dette entre dette de

court terme et dette de long terme, et nous calculons les stocks de dette détenus par les agents privés domestiques, le système de Réserves Fédérales et les agents non-résidents. A partir d'estimations économétriques, nous montrons que la forte hausse de la part de titres longs détenus par l'étranger dans la dette Fédérale permet d'expliquer une partie du *Conundrum*.

Le **cinquième chapitre** a pour but d'analyser les relations entre le taux de change réel d'équilibre, le taux long et la politique monétaire. Selon la théorie du taux d'intérêt mondial, à long terme, le taux long réel d'une petite économie ouverte serait indépendant de la politique économique. Parallèlement, les théories du taux de change d'équilibre supposent que le niveau d'équilibre du taux de change réel est indépendant de la politique économique. Cette indépendance repose sur un socle d'hypothèses discutables, dont la neutralité des agents face au risque lorsqu'ils arbitrent sur les marchés financiers internationaux. Nous discutons ces hypothèses, puis nous développons une maquette dynamique d'un modèle linéaire à anticipations rationnelles dans laquelle les politiques économiques sont cohérentes intertemporellement. Nous montrons que le taux de change réel et le taux long d'équilibre sont contingents aux préférences des autorités.



# Chapitre premier

Détermination de la structure par terme des taux  
d'intérêt et politique économique



## Introduction

Les modèles macroéconomiques théoriques ont souvent pour caractéristique de ne considérer qu'un unique taux d'intérêt, le taux de court terme. Ils supposent que le comportement des agents concernant les décisions de consommation et d'investissement dépend de ce taux d'intérêt, qui est fixé par la Banque centrale. Néanmoins, les économistes s'accordent sur le fait que la consommation et l'investissement sont principalement influencés par le niveau des taux d'intérêt de long terme.

La notion de taux d'intérêt de long terme peut être interprétée de deux façons distinctes : soit il s'agit du taux de long terme effectivement observé (taux d'intérêt sur une obligation arrivant à terme dans  $N$  périodes,  $N$  étant supérieur à un) ; soit il s'agit du taux qui prévaudrait dans la situation d'équilibre vers lequel l'économie converge, c'est-à-dire le taux d'intérêt qui prévaut lorsque l'économie est au plein-emploi des facteurs de production et les stocks d'actifs sont à l'équilibre. Selon certains schémas théoriques, le taux d'intérêt de long terme serait déterminé sur le marché des fonds prêtables par la confrontation de l'épargne disponible et de l'investissement (Sargent (1969) ; Hoelscher (1986) ; Mankiw (2004)). Il serait indépendant de la politique monétaire (Sims (1980) ; Litterman et Weiss (1985)). Plus précisément, selon la théorie des fonds prêtables, les taux longs observés sont déterminés sur le marché par la confrontation d'une offre et d'une demande de titres. Selon la théorie néoclassique, le taux d'intérêt de long terme, prévalant lorsque l'économie est en situation d'équilibre, est égal à la productivité marginale du capital, et est ainsi déterminé par des facteurs réels. Ces deux théories posent néanmoins problème, puisqu'elles ne sont valables qu'à l'équilibre de plein-emploi. La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt relie les taux longs au taux court par le biais des anticipations sur le futur (Lutz (1940) ; Malkiel (1962) ; Shiller (1979)). Cependant, elle ne précise pas comment les agents forment les anticipations sur les taux courts futurs. S'agit-il du taux valable à l'équilibre de long terme ?

L'introduction de plusieurs taux d'intérêt dans un modèle pose donc plusieurs problèmes. Comment sont déterminés les taux longs à court terme<sup>1</sup> ? Il convient de distinguer entre les déterminants réels et monétaires des taux d'intérêt, et entre ce que les agents connaissent avec certitude (l'état actuel de l'économie) et ce qu'ils *doivent anticiper* (les états futurs successifs de l'économie).

Les agents anticipent-ils le long terme de l'économie ? Si oui, comment le font-ils ? L'anticipation du long terme pose différents problèmes aux agents. Ils doivent anticiper les comportements privés d'épargne et d'investissement à long terme conjointement à la politique macroéconomique future. Ils subissent aussi de l'incertitude sur les chocs futurs. Par ailleurs, l'importance du long terme dans la formation des anticipations des agents dépend du délai nécessaire pour atteindre l'équilibre de plein-emploi. Plus précisément, une anticipation de retour rapide au plein-emploi impliquerait une prépondérance des facteurs réels dans la détermination des taux longs, et un faible effet de la politique monétaire sur ceux-ci. A l'inverse, une anticipation de retour lent au plein-emploi place la politique monétaire au cœur de la formation des taux longs. Finalement, est-ce réaliste de supposer que les agents anticipent un long terme lointain et incertain ?

---

<sup>1</sup> L'équilibre de court terme est la valeur des variables macroéconomiques (production, inflation) à une période donnée  $t$ .

Par ailleurs, les agents font face à de l'incertitude sur le futur, d'où l'existence d'une prime de risque. Sa détermination nécessite la clarification des risques auxquels les agents sont confrontés : inflation, changement de comportement des autorités de politique économique... Il faut aussi éclaircir le rôle joué par les structures de placement et d'endettement des agents. L'effet des politiques économiques sur la prime de risque a alors une incidence au niveau macroéconomique en modifiant les taux longs, donc la consommation et l'investissement.

Depuis le début des années 1980, les Banques centrales sont devenues indépendantes des autorités budgétaires. Lorsqu'ils cherchent à anticiper la politique monétaire future, les marchés doivent aussi anticiper l'interaction entre la Banque centrale et les autorités budgétaires. Les analyses des effets de la politique budgétaire expansionniste sur les taux d'intérêt concluent généralement que celle-ci a pour conséquence une hausse des taux, qui serait à l'origine d'effets d'éviction. Selon un autre point de vue, la politique budgétaire n'a d'effet sur les taux longs que dans la mesure où elle implique une hausse durable du taux court, ce qui soulève plusieurs interrogations : dans quelle mesure une politique budgétaire expansionniste engendre-t-elle des effets d'éviction ? L'effet d'éviction dépend-il des types de chocs touchant l'économie ? Quel est le rôle joué par la dette publique ?

Ce chapitre a pour objectif de montrer que la politique économique est déterminante pour comprendre la structure par terme des taux d'intérêt. La première partie rappelle les différentes théories du taux d'intérêt et de la prime de risque. Elle montre que le taux long observé n'est pas déterminé par des phénomènes de marché, mais par les anticipations des agents, ce qui place la théorie des anticipations au cœur de la formation des taux longs. De plus, ce n'est pas le taux d'intérêt compatible avec l'équilibre de longue période qui est prépondérant dans la formation de ces anticipations, mais la politique monétaire future. Dès lors, les agents font face à de l'incertitude et demandent une prime pour détenir les titres de long terme, prime qui dépend notamment de leur degré d'aversion au risque et de la confiance qu'ils ont en leurs prévisions.

La deuxième partie étudie les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt à partir d'un modèle macroéconomique comportant un taux court et un taux long. Il s'avère que la politique budgétaire n'a pas d'effet mécanique sur les taux d'intérêt. Ses effets dépendent notamment du régime dans lequel se trouve l'économie, des anticipations des agents sur le *policy-mix* futur, ainsi que de leurs anticipations sur les comportements privés futurs d'épargne et d'investissement et la politique budgétaire future qui les accompagne.

## 1.1. Les théories des taux d'intérêt et de la prime de risque

La littérature étudiant les effets de la politique économique sur les taux d'intérêt s'appuie sur différents courants théoriques d'explication du taux d'intérêt. Un premier clivage porte sur la nature réelle ou financière du taux d'intérêt : selon la théorie néoclassique, le taux d'intérêt est déterminé par l'équilibre sur le marché des biens et services, et dépend des facteurs déterminants dans les choix d'investissement, notamment la productivité marginale du capital. S'opposent à cette théorie réelle du taux d'intérêt les théories monétaire et financière, le taux d'intérêt étant pour l'une déterminé sur le marché de la monnaie (théorie keynésienne), et pour l'autre sur le marché financier (théorie des fonds prêtables). Ces théories considèrent

généralement un seul taux d'intérêt, et ne précisent pas s'il s'agit d'un taux de court terme ou de long terme. Or le taux court est déterminé par la Banque centrale, tandis que le taux long est fixé sur le marché obligataire. De plus, les facteurs réels ne deviennent déterminants qu'à long terme, et le taux d'intérêt est déterminé à court terme par des facteurs monétaires et financiers. Cela implique de distinguer la théorie de la détermination à court terme du taux d'intérêt de sa détermination à long terme.

Un deuxième clivage porte sur la question de savoir si la détermination du taux d'intérêt de long terme résulte d'un phénomène de marché ou bien d'un phénomène d'anticipation. Dans le premier cas, l'impact de la politique économique proviendrait de l'effet du déficit public sur l'équilibre épargne/investissement et se réglerait à la période courante soit par une hausse de la production, soit par hausse des prix et/ou du taux d'intérêt. La seconde approche consiste à considérer tout taux d'intérêt dont la maturité est supérieure à une période comme une anticipation des taux futurs de maturités inférieures (théorie des anticipations).

Nous présentons les théories macroéconomiques du taux d'intérêt, et nous distinguons le taux court et le taux long, en nous appuyant sur la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. L'incertitude des agents lorsqu'ils anticipent le futur implique que le taux long contient une prime de risque, dont les déterminants sont explicités dans une deuxième section. La troisième section traite la question de la formation des anticipations.

### 1.1.1. Les théories macroéconomiques des taux d'intérêt<sup>2</sup>

#### 1.1.1.1. Les théories réelles de l'intérêt

Dans la théorie néoclassique, le taux d'intérêt est égal à la productivité marginale du capital. La théorie néoclassique suppose le plein-emploi des facteurs de production et l'ajustement complet des prix.

La prise en compte de la politique budgétaire soulève la question de l'équivalence Ricardienne (Barro (1974)) : lorsque les individus maximisent leur utilité intertemporelle, ils intègrent dans leur contrainte budgétaire les impôts présent et futurs. Si l'Etat baisse aujourd'hui l'impôt, les individus anticipent une hausse future de l'impôt et diminuent en conséquence leur consommation. Au premier ordre, la politique budgétaire n'a pas d'effet sur l'équilibre macroéconomique. L'équivalence Ricardienne repose néanmoins sur un socle d'hypothèses discutables (Bernheim (1989)). Nous présentons donc un modèle néoclassique avec des fondements microéconomiques dans lequel les individus ne sont pas nécessairement Ricardiens, pour étudier les effets à long terme de la politique budgétaire sur le taux d'intérêt.

#### *Le modèle*

Nous présentons une version modifiée du modèle de Ramsey (1928) proposée par Blanchard et Fischer (1989), dans laquelle les individus ont un horizon fini. Les agents ont une probabilité de décès  $p_d$  et maximisent leur utilité intertemporelle sous leur contrainte budgétaire :

$$(1.1) \quad \int_t^{\infty} \log c_j(z) \exp[-(\rho + p_d)(z-t)] dz$$

---

<sup>2</sup> Cf. Chauveau (1980) pour une présentation synthétique, et Barre et Teulon (1997) pour une discussion.

$$\frac{da_j(z)}{dz} = [R(z) + p_d]a_j(z) + y_j(z) - \tau_j(z) - c_j(z)$$

Où  $c_j(z)$  est la consommation individuelle de l'individu  $j$  à l'instant  $z$ ,  $a$  le patrimoine individuel,  $y$  le revenu individuel,  $\tau$  l'impôt, et  $R$  le taux long réel. La probabilité de décès  $p_d$  a pour effet d'augmenter le taux de préférence pour le présent  $\rho$ .

Les agents accumulent du capital et détiennent la dette publique. Après agrégation, la consommation vaut<sup>3</sup> :

$$(1.2) \quad C(t) = (p_d + \rho)[H(t) + A(t)]$$

$H(t)$  est la somme actualisée des revenus futurs, nets de l'impôt total  $T$  :

$$H(t) = \int_t^\infty [Y(z) - T(z)] \exp\left\{-\int_t^z [R(\mu) + p_d] d\mu\right\} dz$$

$H(t)$  évolue selon :

$$(1.3) \quad \frac{dH(t)}{dt} = (R(t) + p_d)H(t) - Y(t) + T(t)$$

$Y$  est le revenu global.  $A(t) = b^G(t) + K(t)$  est le patrimoine des agents, et il comprend la dette publique  $b^G$  et le stock de capital  $K$ . L'accumulation du patrimoine vaut :

$$(1.4) \quad \frac{dA(t)}{dt} = R(t)A(t) + Y(t) - C(t) - T(t)$$

La contrainte de budget dynamique du Gouvernement vaut :

$$\frac{db^G(t)}{dt} = R(t)b^G(t) + G(t) - T(t)$$

Son intégration, en imposant l'impossibilité pour le Gouvernement de choisir une stratégie de type « jeu de Ponzi<sup>4</sup> », implique la contrainte budgétaire intertemporelle :

$$b^G(t) = -\int_t^\infty [G(z) - T(z)] \exp\left\{-\int_t^z [R(\mu) d\mu]\right\} dz$$

La dette publique doit être égale à la somme actualisée des surplus budgétaires futurs.

La taille de la population active  $N$  étant normalisée à 1, et le plein-emploi étant par hypothèse atteint, la production vaut :

$$Y(t) \equiv F(K(t)) - \delta K(t)$$

$\delta$  est le taux de dépréciation du capital. Il sera supposé nul par commodité. On suppose aussi  $F'(K) > 0$  et  $F''(K) < 0$ .

---

<sup>3</sup> La taille de la population est normalisée à 1. Voir Blanchard (1984) pour des précisions sur le passage de la fonction de consommation individuelle à la fonction de consommation agrégée.

<sup>4</sup> La condition s'écrit :  $\lim_{z \rightarrow \infty} b^G(z) \exp\left[-\int_t^z R(\mu) d\mu\right] = 0$ . Cela signifie ici qu'à long terme la dette ne doit pas croître plus rapidement que le taux d'intérêt.

*Solution*

L'indice de temps est omis pour alléger la notation :

$$(1.5) \quad \frac{dC}{dt} = (R - \rho)C - p_d(p_d + \rho)(b^G + K)$$

$$(1.6) \quad \frac{dK}{dt} = F(K) - C - G$$

$$(1.7) \quad \frac{db^G}{dt} = Rb^G + G - T$$

$$(1.8) \quad R = F'(K)$$

L'équation (1.5) est obtenue en différenciant (1.2) et en éliminant (1.3) et (1.4). La consommation dépend de la richesse des individus, donc de la dette publique, dès lors que la probabilité de décès est supérieure à zéro. L'équation (1.6) correspond à l'investissement privé. L'équation (1.8) est obtenue par maximisation du profit des entreprises.

Le taux d'intérêt doit être égal à la productivité marginale du capital<sup>5</sup>, sinon les entreprises auraient intérêt à emprunter pour investir et augmenter le niveau de leur production. Dans ce modèle, l'équation (1.8) est vérifiée que l'économie ait ou non atteint l'équilibre stationnaire. Le taux d'intérêt est déterminé sur le marché financier par la confrontation d'une offre et d'une demande de fonds correspondant à l'épargne des ménages d'une part, et d'autre part à l'investissement des entreprises.

Que se passe-t-il si l'Etat augmente sa dette ? On suppose que l'Etat baisse immédiatement l'impôt pour le remonter dans le futur, en laissant la dépense publique inchangée, ce qui augmente le déficit et la dette. A l'état stationnaire, on vérifie :

$$F(\bar{K}) = \bar{C} + \bar{G}$$

$$(1.9) \quad (F'(\bar{K}) - \rho)\bar{C} = p_d(p_d + \rho)(\bar{b}^G + \bar{K})$$

Or  $\bar{C} = \bar{Y} - \bar{T} = \bar{R}(\bar{b}^G + \bar{K}) + w - \bar{T}$ , et d'après (1.9) on obtient :

$$\frac{d\bar{K}}{d\bar{b}^G} = \frac{p_d(p_d + \rho)}{F''\bar{C} - (\bar{R} - \rho)(w - T)/(\bar{b}^G + \bar{K})} < 0$$

Une hausse de la dette publique entraîne une baisse du stock de capital, puisque  $w > T$ ,  $F'' < 0$  et  $\bar{R} > \rho$ . Cette baisse élève la productivité marginale du capital, donc le taux d'intérêt réel.

---

<sup>5</sup> Suivant Keynes (1936), la productivité marginale du capital peut être définie comme étant le taux d'escompte qui, appliqué à la série d'annuités constituée par les rendements escomptés du capital pendant sa durée d'existence, rend la valeur actuelle de ces annuités égale au prix d'offre de ce capital.  $F'(K)$  est donc l'efficacité marginale du capital. Les entreprises déterminent le niveau optimal de leur investissement compte tenu de leurs anticipations de revenus futurs et du taux d'intérêt auquel elles peuvent emprunter. Tant que l'efficacité marginale du capital est supérieure à ce taux, elles ont intérêt à investir.

*Taux nominal et taux réel*

La Banque centrale est absente du modèle. Son introduction dans le cadre néoclassique nécessite de distinguer taux d'intérêt nominal et taux d'intérêt réel. Le taux d'intérêt nominal de long terme  $I$  peut être décomposé en taux d'intérêt réel et inflation anticipée  $\pi_t^e$ . La Banque centrale contrôle la masse monétaire  $M$ . Une façon de procéder consiste à ajouter les encaisses réelles  $\frac{M}{P}$  dans la fonction d'utilité des individus. Sidrauski (1967) développe en ce sens le modèle de Ramsey (1928). Le taux d'intérêt nominal est alors égal au taux marginal de substitution entre la consommation et les encaisses réelles, tandis que le taux d'intérêt réel est égal à la productivité marginale du capital. Sidrauski obtient la propriété de superneutralité de la monnaie : les niveaux à long terme du stock de capital et de la consommation sont indépendants du taux de croissance de la masse monétaire. Le taux d'inflation est égal au taux de croissance monétaire à l'état stationnaire.

Le modèle de Sidrauski repose cependant sur l'hypothèse d'agents ayant un horizon infini. Marini et van der Ploeg (1988) reprennent le modèle de Blanchard ci-dessus en y introduisant la monnaie. Ils retrouvent les résultats de Sidrauski avec  $p_d = 0$ . Cependant, quand la probabilité de décès est supérieure à zéro, un changement dans le taux de croissance de la masse monétaire affecte le niveau du stock de capital, donc celle du taux d'intérêt réel à l'état stationnaire.

Plus précisément, l'horizon fini des agents implique que la somme des revenus futurs n'est pas actualisée au même taux d'intérêt réel ( $R + p_d$ ) que celui auquel l'Etat s'endette ( $R$ ). Dès lors le taux d'intérêt réel dépend du taux de croissance de la masse monétaire : la hausse du taux de croissance de la masse monétaire augmente les revenus issus du seigneurage. L'Etat baisse les impôts pour stabiliser la dette, ce qui augmente la somme des revenus futurs actualisés des agents. Ceux-ci se sentent plus riches car la baisse du niveau de leurs encaisses réelles<sup>6</sup> ne compense pas totalement la hausse de leur richesse non financière. Ils consomment donc plus, ce qui entraîne une hausse de l'accumulation du stock de capital qui fait baisser la productivité marginale du capital. A long terme, le taux d'intérêt réel doit diminuer.

Les autorités monétaires sont supposées contrôler le taux de croissance de la masse monétaire, ce qui est contraire à la pratique des Banques centrales. Cependant, selon les économistes néoclassiques, contrôler le taux d'intérêt plutôt que la croissance de la masse monétaire aboutit à l'indétermination du niveau des prix, résultat proche de celui obtenu par Wicksell (1898).

*Le modèle de Wicksell (1898).*

Wicksell propose une théorie du taux d'intérêt intégrant les facteurs réels et monétaires comme déterminants des taux d'intérêt. Les taux d'intérêt sont fixés par les banques de second rang. Il existerait par ailleurs un taux d'intérêt réel naturel équilibrant le marché des biens, donc compatible avec la stabilité des prix. Selon Wicksell, il n'y a aucun mécanisme qui assure que les taux auxquels les banques prêtent soient égaux au taux d'intérêt naturel. Or, si les taux bancaires sont inférieurs à ce taux, il se produit un processus cumulatif de hausse

---

<sup>6</sup> Toute hausse de 1 point du taux de croissance de la masse monétaire augmente le taux d'intérêt nominal de 1 point, ce qui diminue le niveau des encaisses réelles détenues.

des prix, et inversement si les taux bancaires lui sont supérieurs. Plus précisément, si les banques prêtent aux entreprises à un taux d'intérêt réel inférieur à la productivité marginale du capital, celles-ci ont intérêt à investir, ce qui augmente leur demande. L'économie étant au plein-emploi, les prix augmentent. Les prix varient en fonction de l'écart entre la demande et une offre de biens supposée rigide :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + a(d_t - \sigma(I_t - \pi_t - F'(K)) - \bar{y})$$

$\pi_t$  est le taux d'inflation,  $d_t$  représente la demande privée autonome et  $\bar{y}$  l'offre. Si  $I_t - \pi_t - F'(K) < 0$  alors l'inflation accélère, ce qui augmente l'écart entre le taux d'intérêt réel et la productivité marginale du capital. L'inflation augmente de façon permanente à taux d'intérêt nominal donné.

Wicksell suggère d'éviter ce processus en augmentant les taux bancaires lorsque les prix augmentent, et de les baisser lorsque les prix baissent. Il faut cependant que la réaction à l'inflation soit suffisamment élevée. Si  $I_t = \lambda\pi_t$ , on obtient :

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} = a\sigma(1 - \lambda)$$

Suite à un choc de demande, pour que le processus cumulatif n'ait pas lieu, il faut vérifier  $\lambda > 1$  (Fuhrer et Moore (1995a)). On obtient le même résultat dans un modèle néoclassique avec prix parfaitement flexibles et anticipations rationnelles (Creel et Sterdyniak (1999)). Le niveau des prix est parfaitement déterminé si les banques commerciales surindexent le taux d'intérêt nominal sur le taux d'inflation, ce qui n'est pas assuré. Dans ce modèle, le taux d'intérêt réel de long terme ne dépend pas de la politique monétaire.

### 1.1.1.2. La théorie des fonds prêtables<sup>7</sup>

La théorie des fonds prêtables suppose l'existence d'un marché où se confrontent l'offre et la demande de fonds, c'est-à-dire l'épargne des ménages  $S$  d'une part, et les besoins de financement de l'État, soit son déficit  $Def$ , et l'investissement privé des entreprises privées,  $Inv$ , d'autre part. Elle suppose que  $S$  est une fonction croissante du taux d'intérêt réel  $r$ , et que  $Inv$  décroît avec  $r$ . Le taux d'intérêt réalise l'équilibre du marché :  $S = Def + Inv$ . Une hausse du déficit public entraîne une hausse du taux réel, qui augmente l'épargne des ménages et diminue l'investissement privé, ce qui permet d'assurer l'équilibre sur le marché des fonds prêtables. Cette théorie suppose que l'économie est au plein-emploi. En régime keynésien, une augmentation du déficit stimule l'investissement et l'épargne privée ; l'équilibre épargne / investissement se réalise par hausse de la production<sup>8</sup>.

La théorie des fonds prêtables pose problème, puisque l'introduction de plusieurs types d'actifs financiers ayant des maturités différentes nécessite d'explicitement comment les agents décident de détenir tel ou tel type d'actif. Supposons que les ménages placent leurs capitaux en titres courts et longs. L'Etat finance son déficit en émettant des titres courts ou longs. De la même façon, les entreprises financent leurs investissements pour une part en titres courts et pour une part en titres longs :

---

<sup>7</sup> Voir Sargent (1969) et Hoelscher (1986).

<sup>8</sup> Voir Keynes (1936), chapitre 14, qui porte sur « la théorie classique du taux de l'intérêt » et Keynes (1937a).

$$S = S_c + S_l$$

$$S_c = a_0 + a_1.r$$

$$S_l = a_2 + a_3.R$$

$$Def = Def_c + Def_l$$

$$Inv = Inv_c + Inv_l$$

$$Inv_c = b_0 - b_1.r$$

$$Inv_l = b_2 - b_3.R$$

Les placements nouveaux à court terme des ménages  $S_c$  sont une fonction croissante du taux d'intérêt réel  $r$  de court terme, et les placements nouveaux à long terme  $S_l$  croissent avec  $R$ , le taux long réel. Inversement l'investissement financé à court terme  $Inv_c$  décroît avec  $r$ , et l'investissement financé à long terme  $Inv_l$  décroît avec  $R$ . L'équilibre sur le marché des fonds prêtables de court terme implique  $S_c = Def_c + I_c$ , d'où  $r = \frac{Def_c + b_0 - a_0}{a_1 + b_1}$ . De même, l'équilibre

sur le marché des fonds prêtables à long terme implique  $S_l = Def_l + I_l$ , d'où  $R = \frac{Def_l + b_2 - a_2}{a_3 + b_3}$ . Le

taux court augmenterait avec le déficit financé à court terme et les chocs sur l'investissement à court terme (c'est-à-dire si  $\Delta b_0 > 0$ ), et diminuerait suite à un choc positif d'épargne (si  $\Delta a_0 > 0$ ). Les déterminants du taux long sont similaires.

On peut critiquer le peu de vraisemblance de la détermination du taux court : ce dernier est déterminé par la Banque centrale, non par la rencontre d'une offre et d'une demande de titres courts. Par ailleurs, cette approche suppose que les ménages ont une structure de placement dont ils ne sont pas disposés à sortir. Dans ce cas, une hausse du déficit financé à long terme entraînerait une hausse du taux long. Certains ménages peuvent cependant en profiter pour changer la structure de leur portefeuille en augmentant la part de leur placement à long terme en sortant du marché court, ce qui limite (ou annule) la hausse du taux long.

L'introduction de plusieurs actifs financiers invalide donc la théorie des fonds prêtables. Ce ne sont pas les flux, mais les stocks de titres et les anticipations qui déterminent le taux long. Les taux d'intérêt de maturités différentes ne déterminent pas le partage du revenu entre consommation et épargne, mais la composition du patrimoine financier des ménages en titres de court terme et de long terme.

### 1.1.1.3. Le modèle IS/LM

Dans ce modèle, le couple production/taux d'intérêt nominal est déterminé simultanément sur le marché des biens et le marché de la monnaie. Le taux d'intérêt considéré est un taux de court terme. L'impact de la politique budgétaire sur le taux d'intérêt dépend de la réaction de la politique monétaire, et le lien déficit/taux d'intérêt n'est pas automatique à court terme. Le modèle suppose que l'investissement des entreprises dépend du taux de court terme, et que la Banque centrale contrôle la masse monétaire, ce qui est critiquable.

La théorie néoclassique et la théorie des prêtables ne constituent pas un cadre d'analyse pertinent pour rendre compte de l'existence de plusieurs taux d'intérêt ni de leur détermination à court terme. Elles ne rendent pas compte de la fixation du taux court par la Banque centrale. Les théories néoclassique et Wicksellienne de l'intérêt doivent être replacées dans une perspective de long terme où la politique budgétaire expansionniste n'a pas lieu

d'être, le plein emploi des facteurs de production étant atteint. Ce long terme peut être long à atteindre du fait de la rigidité des prix à court terme. Ces théories ne permettent donc pas de rendre compte de la succession des équilibres keynésiens de court terme, où l'économie s'éloigne de l'équilibre suite à des chocs, et où la mise en œuvre des politiques économiques prend tout son sens. Cela implique qu'il n'y a pas correspondance entre le taux d'intérêt valable à l'équilibre de long terme et le taux long observé sur le marché obligataire. De plus, la théorie des fonds prêtables est invalidée par la prise en compte de plusieurs actifs financiers. Les taux d'intérêt ne sont donc pas déterminés selon des mécanismes de marché du type égalisation de l'épargne à l'investissement, mais par les anticipations sur le futur, et les facteurs monétaires prédominent à court terme.

#### 1.1.1.4. La distinction taux court / taux long et la théorie des anticipations

La théorie keynésienne permet de rendre compte de la succession des équilibres de court terme, mais doit être amendée pour prendre en compte plusieurs taux d'intérêt et un comportement de la Banque centrale conforme à la réalité. L'introduction de plusieurs taux d'intérêt dans un modèle macroéconomique nécessite de préciser de quelle façon ceux-ci sont liés entre eux. Ce cadre est fourni par la théorie des anticipations.

##### *Taux de court terme et comportement de la Banque centrale*

Les travaux macroéconomiques étudiant les liens entre marchés financiers et secteur réel se sont pendant longtemps appuyés sur une équation de type *LM* pour décrire le fonctionnement du marché de la monnaie<sup>9</sup>. Dans ce cadre, la demande de monnaie est une fonction croissante du niveau de la production et une fonction décroissante du taux d'intérêt nominal. L'offre de monnaie est contrôlée par la Banque centrale.

Cependant, la libéralisation financière a entraîné d'une part un processus d'innovations financières et d'autre part un décloisonnement des marchés financiers rendant instable la demande de monnaie. Cette instabilité a engendré l'impossibilité pour les banques centrales de contrôler les agrégats monétaires (voir par exemple Creel et Sterdyniak (1999)). Par ailleurs, la pratique des Banques centrales consiste à contrôler le niveau du taux d'intérêt auquel elles refinancent les banques de second rang. Le taux d'intérêt dépend alors des objectifs des Banques centrales, soit généralement de l'inflation et de l'activité économique (Sterdyniak et Villa (1977) ; Taylor (1993) ; Clarida *et al.* (1998) ; Clarida *et al.* (1999)).

##### *La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt<sup>10</sup>*

Selon la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt, le taux long  $I$  de maturité  $n$  est égal en  $t$  à la somme pondérée des taux courts futurs anticipés  $i_{t+j}^a$  plus une prime de risque variable en fonction de la maturité considérée.

---

<sup>9</sup> C'est le cas pour un grand nombre de travaux étudiant les liens entre politique monétaire, politique budgétaire et structure par terme des taux d'intérêt. Voir par exemple Turnovsky et Miller (1984), Blanchard (1984), Turnovsky (1989).

<sup>10</sup> Voir Lutz (1940), Malkiel (1962) ou encore Shiller (1979).

Soit  $b_{c,t}^G$  le stock de bons du Trésor à court terme, rapportant le taux d'intérêt nominal  $i_t$ , et  $b_{l,t}^G$  le stock d'obligations de long terme à échéance dans  $n$  périodes, rapportant un coupon  $Coup_t$ , et dont le rendement nominal anticipé sur une période est  $H_t = \frac{Coup_t + E_t P_{t+1}^{b_l^G} - P_t^{b_l^G}}{P_t^{b_l^G}}$ ,  $P_t^{b_l^G}$  étant le prix de l'obligation en  $t$  et  $E_t P_{t+1}^{b_l^G}$  son prix anticipé pour la période  $t+1$ .  $E$  est l'opérateur d'espérance. Après linéarisation, on obtient :

$$(1.10) \quad H_t = \frac{I_t^{(n)} - \gamma_n E_t I_{t+1}^{(n-1)}}{1 - \gamma_n}$$

$I_t^{(n)}$  est le rendement à maturité, ou taux d'intérêt de long terme<sup>11</sup> d'une obligation arrivant à terme dans  $n$  périodes.  $E_t I_{t+1}^{(n-1)}$  est le rendement anticipé de l'obligation en  $t+1$  et a pour variance  $V_t(I_{t+1}^{(n-1)}) = \sigma_I^2$ ;  $\gamma_n = \gamma(1 - \gamma^{n-1}) / (1 - \gamma^n)$  et  $\gamma = \frac{1}{1 + \bar{I}}$ ,  $\bar{I}$  étant le taux d'intérêt de long terme moyen.

Le rendement moyen anticipé associé à la détention d'une combinaison de titres courts et longs s'écrit  $\bar{\rho}_t = \alpha_c(1 + i_t) + \alpha_L(1 + H_t)$ , et a pour variance  $S_t^2 = \alpha_L^2 \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{(1 - \gamma_n)^2}$ ,  $\alpha_c$  et  $\alpha_L$  étant les parts respectives de titres courts et longs. Supposons l'existence d'une fonction d'utilité  $U$ , qui ordonne les préférences des détenteurs de portefeuille en fonction du couple  $(\bar{\rho}, S^2)$ . Les parts optimales de titres dans le portefeuille sont obtenues par maximisation de la fonction  $U$  sous la contrainte que la somme des parts est égale à l'unité<sup>12</sup> :

$$Z = U(\bar{\rho}, S^2) - \lambda_z(\alpha_c + \alpha_L - 1)$$

Les conditions nécessaires à l'obtention du maximum de  $U$ , sont obtenues en annulant les dérivées partielles de  $Z$  par rapport à  $\alpha_c$ ,  $\alpha_L$  et  $\lambda_z$  :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(1 + i_t) - \lambda_z = 0 \\ \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(1 + H_t) + \frac{2\partial U}{\partial S^2} \alpha_L \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{(1 - \gamma_n)^2} - \lambda_z = 0 \\ \alpha_c + \alpha_L - 1 = 0 \end{array} \right.$$

On en déduit la part optimale de titres longs dans le portefeuille :

$$\alpha_{L,t} = \frac{\mu(1 - \gamma_n)^2}{\gamma_n^2 \sigma_I^2} [H_t - i_t]; \quad \mu = -\frac{1}{2} \frac{\partial U / \partial \bar{\rho}}{\partial U / \partial S^2}$$

La part de titres longs est une fonction croissante de l'écart attendu de rendement entre titres longs et titres courts, une fonction décroissante de la confiance dans la prévision  $\sigma_I^2$  (la confiance est d'autant plus élevée que  $\sigma_I^2$  est faible), et une fonction croissante de l'audace des détenteurs de portefeuille  $\mu$ . Lorsque les agents ont de l'aversion au risque,  $\mu$  est positif<sup>13</sup>, et tend vers zéro plus le degré d'aversion est élevé (à la limite, les agents placent la

<sup>11</sup> Voir Shiller (1979) pour une présentation détaillée.

<sup>12</sup> Voir Bierwag et Grove (1967).

<sup>13</sup> Dans le cas d'agents qui aiment le risque,  $\mu$  est négatif. Une baisse du rendement attendu entraîne une hausse de la part de titres longs dans le portefeuille, les agents étant prêts à accepter un rendement attendu plus faible

totalité de leur portefeuille en titres courts, dont le rendement sur une période est certain). Le rendement anticipé de l'obligation s'écrit :

$$(1.11) \quad H_t^{(n)} = \frac{I_t^{(n)} - \gamma_n \cdot I_{t+1}^{(n-1)}}{(1 - \gamma_n)} = i_t + \xi_t.$$

avec  $\xi_t = \frac{\gamma_n^2 \sigma_t^2}{\mu(1 - \gamma_n)^2} \cdot \alpha_{L;t}$

En itérant vers le futur, on obtient :

$$(1.12) \quad I_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j \left[ E_t(i_{t+j}) + E_t \xi_{t+j} \right]$$

Si  $\alpha_L$  est supposé constant, l'équation (1.12) devient<sup>14</sup> :

$$(1.13) \quad I_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j E_t(i_{t+j}) + \xi_t^{(n)}$$

avec  $\xi_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j \xi_{t+j}$  et  $\xi_{t+j} = \frac{\gamma_n^2 \cdot \alpha_L}{\mu(1 - \gamma_n)^2} E_t \sigma_t^2$ , d'où<sup>15</sup>  $\xi_t^{(n)} = \frac{\gamma_n^2 \cdot \alpha_L}{\mu(1 - \gamma_n)^2} E_t \sigma_t^2$ .

$\xi_t^{(n)}$  est la prime de risque. Cependant, si on suppose que les agents forment leurs anticipations à partir de l'équation (1.13), il faut prendre en compte, dans la prime de risque, non pas  $\sigma_t^2$ , mais  $\sigma_{i;t+j}^2$  qui est le degré de confiance en la prévision du taux de court terme pour l'horizon  $t+j$ <sup>16</sup>. Plus  $\sigma_{i;t+j}^2$  est élevé, plus le degré de confiance est faible.

D'après (1.13), le taux long est égal à une somme pondérée des taux courts futurs anticipés plus une prime de risque<sup>17, 18</sup>. Lorsque les agents ont de l'aversion au risque ( $\mu > 0$ ) et si l'aversion au risque augmente avec la maturité des titres ( $\partial \mu^{(n)} / \partial n < 0$ ), alors la prime de risque est positive et croissante avec la maturité du titre. Il s'ensuit une courbe des taux croissante même si  $E_t(i_{t+j}) = i_t$  pour tout  $j \geq 1$ . Il en va de même si on suppose que le degré de confiance en la prévision du taux de court terme pour l'horizon  $t+j$  est décroissant avec l'horizon de prévision ( $\partial \sigma_{i;t+j}^2 / \partial j > 0$ ).

---

pour se laisser une chance de réaliser un gain en capital plus élevé du fait d'une forte variance du titre long (Tobin (1958)).

<sup>14</sup> Par ailleurs, si  $\sigma_t^2$  varie dans le temps, alors la prime de risque est une fonction de la variance anticipée du taux long (Engle *et al.* (1987)).

<sup>15</sup> Si  $\xi_{t+j}$  est constant quel que soit  $j$ , puisque  $\frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j = 1$ .

<sup>16</sup> La prime de risque vaut alors  $\xi_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j \xi_{t+j}$  avec  $\xi_{t+j} = \frac{\gamma_n^2 \cdot \alpha_L}{\mu(1 - \gamma_n)^2} E_t \sigma_{i;t+j}^2$ .

<sup>17</sup> Ce modèle a été généralisé en temps continu par Cox *et al.* (1985), et a donné lieu à de nombreuses applications empiriques (cf. Piazzesi (2002)).

<sup>18</sup> Cependant, les équations (1.11) et (1.13), bien qu'équivalentes sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, ne traduisent pas le même comportement d'anticipation de la part des agents. Dans (1.11), les agents anticipent les variations à court terme du taux long et ont donc un horizon de prévision de court terme, tandis que dans (1.13) les agents anticipent la trajectoire du taux court.

### *La théorie de l'Habitat Préféré*

La possibilité d'avoir un marché segmenté et des agents ayant un horizon de placement ou d'emprunt préféré a conduit Modigliani et Sutch (1966), à proposer la théorie de l'Habitat Préféré. Selon cette théorie, les agents ont un habitat dont ils sont prêts à sortir en échange d'une prime suffisante. Soit  $\tilde{\alpha}_{L,t}^{(n)}$  la part désirée en  $t$  de titres arrivant à maturité dans  $n$  périodes. L'équation (1.11) s'écrit maintenant :

$$(1.14) \quad H_t^{(n)} = \frac{I_t^{(n)} - \gamma_n \cdot I_{t+1}^{(n-1)}}{(1 - \gamma_n)} = i_t + \xi_t \quad \text{avec} \quad \xi_t = \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{\mu(1 - \gamma_n)^2} \cdot (\alpha_{L,t}^{(n)} - \tilde{\alpha}_{L,t}^{(n)})$$

L'équation (1.13) devient :

$$(1.15) \quad I_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j E_t(i_{t+j}) + \xi_t^{(n)}$$

et la prime de risque vaut  $\xi_t^{(n)} = \frac{1 - \gamma}{(1 - \gamma^n)} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma^j \xi_{t+j}$ , où  $\xi_{t+j} = \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{\mu(1 - \gamma_n)^2} \cdot (\alpha_{L,t+j}^{(n)} - \tilde{\alpha}_{L,t+j}^{(n)})$ .

Avec  $\tilde{\alpha}_{L,t+j}^{(n)} = \tilde{\alpha}_{L,t}^{(n)}$  et  $\alpha_{L,t+j}^{(n)} = \alpha_{L,t}^{(n)}$ , on obtient  $\xi_t^{(n)} = \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{\mu(1 - \gamma_n)^2} \cdot (\alpha_{L,t}^{(n)} - \tilde{\alpha}_{L,t}^{(n)})$ .

Les taux longs sont une anticipation des taux courts futurs à une prime  $\xi_t^{(n)}$  près, qui peut être positive ou négative. Lorsque les agents ont de l'aversion au risque, ils demandent une prime positive pour sortir de leur habitat : si les agents ont le choix entre des titres à cinq ans et des titres à dix ans, et si la part des titres à dix ans est supérieure à leur part désirée on a  $\alpha_L^{(10)} > \tilde{\alpha}_L^{(10)}$  et  $\alpha_L^{(5)} < \tilde{\alpha}_L^{(5)}$ . Il s'ensuit  $\xi_t^{(10)} > 0$  et  $\xi_t^{(5)} < 0$ . La prime de risque sur le taux à dix ans est positive, tandis que la prime de risque sur le taux à cinq ans est négative.

La politique budgétaire, par l'intermédiaire de l'émission de titres de dette de maturités diverses, influencerait ces primes d'habitat. La difficulté soulevée par cette théorie est double, puisqu'il faut expliciter l'habitat des agents, qui influence la prime de risque, et la formation des anticipations du niveau des taux d'intérêt futurs.

#### **1.1.2. La prime de risque**

Les agents font face à de l'incertitude lorsqu'ils anticipent la trajectoire future du taux court, ce qui justifie l'existence d'une prime de risque positive. En effet, on constate empiriquement que les taux longs sont en général supérieurs aux taux courts, les inversions de la courbe des taux d'intérêt étant rares. Cela montre l'existence d'une prime de risque positive. Le niveau de celle-ci comporte des enjeux macroéconomiques importants : les décisions de consommation et d'investissement dépendent négativement des taux longs. Plus la prime de risque est élevée, plus la consommation et l'investissement seront faibles, plus l'économie s'écartera du plein-emploi.

Les différentes explications de la prime de risque sont axées autour de deux problématiques. La première concerne les structures de placement et d'endettement des agents et le degré de segmentation des marchés. La question posée porte sur la catégorie d'agents dominant le marché des titres : les prêteurs ou les emprunteurs ? Cette problématique nécessite d'explicitement le comportement des agents face au risque. La deuxième problématique

concerne l'incertitude, notamment celle portant sur la politique monétaire future. La prime de risque s'expliquerait alors d'une part par un phénomène de marché (si un titre est trop abondant par rapport au stock de titres désiré par les détenteurs de portefeuille), et d'autre part par les anticipations portant sur les risques liés à la politique économique future.

### 1.1.2.1. Les théories de la structure par terme des taux d'intérêt et le comportement face au risque

La dominance d'une structure de placement ou d'endettement d'un groupe d'agents se définit par la réalisation *ex post* de sa structure de placement ou d'endettement désirée *ex ante*. La réconciliation des exigences des prêteurs avec celles des emprunteurs peut cependant nécessiter l'existence d'une prime de risque. Par prime de risque, nous entendons dans cette section l'écart entre le taux de long terme et les taux de court terme anticipés. Cette prime correspond à  $\xi_t^{(n)}$  dans l'équation (1.15). Elle rémunère contre le risque en revenu, le risque monétaire, le risque en capital, le risque de défaut ou le renoncement à la liquidité.

Les théories de la structure par terme des taux se distinguent selon d'une part, le degré de segmentation des marchés et d'autre part, les horizons de placement et d'endettement des agents. La segmentation, c'est-à-dire l'indépendance sur le marché entre des compartiments de titres de maturités différentes, peut provenir de contraintes institutionnelles ou du choix délibéré des agents de n'intervenir que sur un segment spécifique. La déréglementation des marchés financiers depuis la fin des années 1970 nous conduit à nous intéresser plus spécifiquement à la segmentation « choisie ». Le choix des agents d'effectuer des opérations sur un seul ou sur plusieurs segments du marché provient de la volonté de se protéger contre certains risques. Les différents risques rencontrés par les agents sont les suivants<sup>19</sup> :

- Le risque de revenu. Il concerne les émetteurs et détenteurs de titres de terme court ayant l'intention de renouveler la détention ou l'émission des titres une fois le terme échu. Le débiteur s'expose à devoir offrir un taux d'intérêt plus élevé dans le futur, tandis que le prêteur s'expose à recevoir un taux d'intérêt plus faible à l'avenir.
- Le risque de défaut. Il s'agit du risque qu'un emprunteur soit dans l'incapacité d'honorer tout ou partie de ses dettes.
- Le risque monétaire. Une hausse des prix non anticipée entraîne une perte de la valeur réelle des titres détenus par les prêteurs.
- Le risque en capital. Il s'agit du risque lié à la fluctuation au court du temps du prix de marché des titres de maturité supérieure à une période. Ce risque concerne plutôt les prêteurs. Une baisse du prix du titre implique une perte en capital si ce titre est revendu avant son arrivée à échéance. Plus la date d'échéance du titre est lointaine, plus ce risque est élevé.
- Le risque d'illiquidité. La liquidité d'un actif peut se définir par la rapidité et le coût nécessaires à transformer un actif en monnaie. Plus le temps d'attente et le coût sont faibles, plus l'actif est liquide. La monnaie a en ce sens une liquidité totale. Plus l'échéance d'un titre est lointaine, moins il est liquide.

Nous présentons les différentes théories de la prime de risque. Nous supposons l'absence de possibilité de changement de régime de la part des autorités.

---

<sup>19</sup> Cf. Malkiel (1962) et De Boissieu (1976).

*La théorie de Hicks et la prime pour la liquidité*

Selon Hicks (1939), les emprunteurs préfèrent émettre des obligations à longue durée de vie. Ils limitent ainsi l'incertitude et les coûts liés aux émissions successives nécessitées par le financement à court terme d'un investissement à long terme. A l'inverse, les prêteurs sont sensibles au risque de perte en capital. Ils se préoccupent des conditions dans lesquelles peut se réaliser à court terme une vente de leurs titres. Ils préfèrent donc l'achat de titres de court terme, plus liquides car moins sensibles aux variations du taux d'intérêt. Les prêteurs ont alors une préférence pour la liquidité.

Globalement, les prêteurs seraient disposés à prêter à court terme et les emprunteurs à emprunter à long terme. Ces derniers doivent alors offrir une prime de risque en capital, ou prime de liquidité, aux prêteurs, pour les inciter à prêter à long terme. Les prêteurs dominent le marché, mais c'est la répartition entre titres courts et longs désirée par les emprunteurs qui se réalise. Cette théorie paraît néanmoins trop restrictive quant à l'horizon des prêteurs : les individus épargnant pour leur retraite ont un horizon de placement important. Il paraît plus approprié, de façon générale, de distinguer au sein des groupes de prêteurs et d'emprunteurs les agents selon leur degré d'aversion au risque et leur horizon de placement / endettement.

*Prime, aversion au risque et horizons des agents*

Supposons qu'il existe un marché des titres (bons ou obligations) où se rencontrent des prêteurs et des emprunteurs. Supposons aussi que le cadre institutionnel permet à chaque type d'agent d'effectuer des opérations sur tous les segments du marché. Différentes configurations existent selon les degrés d'aversion au risque de chaque type d'agents, et selon la composition de chaque groupe. On fait l'hypothèse que le groupe des prêteurs et celui des emprunteurs sont composés d'agents soit averses, soit neutres face au risque. Les agents ont le choix entre deux types de titres : des titres de court terme ou de long terme.

Lorsque tous les prêteurs et tous les emprunteurs ont de l'aversion pour le risque, chacun cherche à placer ou à emprunter selon son horizon souhaité<sup>20</sup>. Le taux court est déterminé par la confrontation entre offres et demandes de titres courts<sup>21</sup>. De même, le taux long est déterminé par la confrontation entre offres et demandes de titres longs. Cette configuration correspond à la théorie de la segmentation, pour laquelle les déterminants de la structure par terme des taux d'intérêt sont *institutionnels* (Culbertson (1957) ; cf. Tableau 1-1, cas 1). Les arbitrages jouent dans ce cas un rôle négligeable dans la détermination de la structure par terme. La prime peut être positive ou négative selon les offres et demandes relatives sur chaque segment de marché.

Si tous les prêteurs et tous les emprunteurs sont neutres face au risque, et en l'absence d'incertitude concernant les taux courts futurs, le taux long est une somme pondérée des taux courts futurs anticipés. La prime de risque est nulle : les différentes stratégies de placement sont parfaitement équivalentes. Il revient au même pour un prêteur ayant un horizon de placement à dix ans d'acheter une obligation à dix ans, ou d'acheter chaque mois pendant dix

---

<sup>20</sup> Les agents interviennent uniquement sur certains segments de marché par exemple si ils ont un comportement de couverture (« hedging »). Cela consiste pour un agent à adosser la structure de maturités de ses actifs à celle de son passif.

<sup>21</sup> Par ailleurs, si les banques se refinancent soit auprès de la Banque centrale, soit sur le marché interbancaire, soit en revendant des bons à court terme sur le marché secondaire, le taux court sur les bons à court terme sera très proche du taux de refinancement de la Banque centrale.

ans un bon à un mois. Il en est de même pour les stratégies de vente : il sera équivalent pour un détenteur de titres courts et longs de vendre soit des titres courts, soit des titres longs. Ce cas correspond à la théorie des anticipations parfaites de Lutz (1940) (cf. Tableau 1-1, cas 9) où le *comportement* des agents est le déterminant principal de la structure par terme.

Dans tous les autres cas, une partie significative des prêteurs ou des emprunteurs a de l'aversion au risque. Une partie des agents est donc disposée à mettre en œuvre chaque type de stratégies, et arbitre entre chacune d'elles. Les autres agents ont une stratégie préférée, dont ils sont éventuellement disposés à sortir si une prime suffisante leur est offerte. Ce cas correspond à la théorie de l'habitat préféré de Modigliani et Sutch (1966), qui fusionne les théories institutionnaliste et comportementale de la structure par terme.

Supposons dans un premier temps que les agents averse au risque ne sont pas disposés à changer de stratégie. C'est alors la structure d'endettement qui varie selon la composition de chaque groupe et selon les préférences des agents en termes de placement et d'endettement.

Par exemple, si tous les prêteurs ont de l'aversion pour le risque et les emprunteurs sont tous neutres au risque (cf. Tableau 1-1, cas 7), la structure d'endettement des emprunteurs correspondra parfaitement à la distribution des horizons de placement au sein du groupe des prêteurs. A l'inverse, si tous les emprunteurs ont de l'aversion pour le risque et les prêteurs sont tous neutres au risque (cf. Tableau 1-1, cas 3), la structure de placement des prêteurs correspondra parfaitement à la distribution des horizons d'endettement au sein du groupe des emprunteurs. La prime d'habitat est nulle dans ces deux cas.

Lorsque les emprunteurs et les prêteurs sont composés à la fois d'agents neutres et averse au risque (cf. Tableau 1-1, cas 2, 4, 5, 6 et 8), deux cas sont possibles. Par exemple, si les emprunteurs averse au risque veulent tous emprunter à long terme, tandis que les prêteurs averse au risque désirent tous prêter à court terme, il doit y avoir suffisamment d'agents neutres au risque chez les emprunteurs pour emprunter à court terme, et chez les prêteurs pour prêter à long terme. Dans ce cas la prime de risque est nulle, et les structures désirées de placement et d'endettement des agents averse au risque sont réalisées *ex post*.

Si ce n'est pas le cas, il faut alors supposer que les agents sont disposés à sortir de leur habitat si une prime suffisante leur est offerte. La prime d'habitat peut être positive ou négative selon les préférences de placement et d'endettement des agents. Par exemple, si les prêteurs neutres au risque ne sont pas suffisamment nombreux, les emprunteurs souhaitant emprunter à long terme doivent offrir une prime de risque pour inciter les prêteurs souhaitant placer à court terme à changer de stratégie. Ce cas correspond à la théorie de la prime de liquidité de Hicks (1939), qui est donc un cas particulier de la théorie de l'habitat préféré.

En théorie, la structure par terme des taux d'intérêt peut donc être dominée soit par les préférences des prêteurs, soit par celles des emprunteurs, lorsque les deux ne correspondent pas. L'appariement entre offres et demandes de titres se réalise par le biais d'opérations d'arbitrage lorsque suffisamment d'agents neutres au risque sont sur le marché, ce qui ne nécessite pas de prime de risque. Si les agents neutres au risque ne sont pas suffisamment nombreux, une prime de risque permet de résoudre l'écart entre offres et demandes de titres lorsque les agents sont disposés à sortir de leur habitat préféré.

Les théories de la structure par terme des taux privilégient généralement le cas où les exigences des prêteurs dominent. Ces derniers obtiennent alors une prime pour dévier de leurs préférences de placement, et la structure de maturités obtenue est celle des emprunteurs. Selon De Boissieu (1976), on pourrait plutôt considérer que la dominance des exigences des prêteurs augmenterait avec le terme des titres considérés du fait de la hausse de l'incertitude,

ce qui permet de rendre compte de la prime de risque croissante avec le terme des titres considérés. Les agents auraient donc une aversion au risque croissante avec le terme des titres considérés.

*Tableau 1-1. Comportement face au risque et théories de la structure par terme des taux d'intérêt*

	Prêteurs			
	Comportement face au risque	Averses	Neutres et averses	Neutres
Emprunteurs	Averses	Théorie de la segmentation (1)	Théorie de l'Habitat (2)	Théorie de l'Habitat (3)
	Neutres et averses	Théorie de l'Habitat (4)	Théorie de l'Habitat (5)	Théorie de l'Habitat (6)
	Neutres	Théorie de l'Habitat (7)	Théorie de l'Habitat (8)	Théorie des anticipations (9)

### *Le marché des titres de dette publique*

La difficulté d'application du cadre théorique ci-dessus réside dans le fait que le marché des titres de dette publique n'est pas composé d'une multitude d'emprunteurs. Le marché primaire des titres de dette publique est composé d'un emprunteur, l'Etat, et d'un ensemble de prêteurs<sup>22</sup>. Supposons dans un premier temps que toute la dette nouvellement émise par l'Etat corresponde parfaitement à la demande d'actifs nouveaux par les prêteurs. Dans cette configuration, l'Etat peut par exemple chercher à s'endetter uniquement à court terme si le taux court est inférieur au taux long. Cependant, il risque de ne pas trouver acheteur pour la totalité de ses émissions si une partie des prêteurs a un horizon de placement à long terme, et n'est pas disposée à opter pour une stratégie de placement à court terme. L'Etat peut aussi proposer une structure de maturités proche de la structure désirée par les prêteurs lors d'émissions d'obligations sur le marché primaire<sup>23</sup>. Dans ce cadre, la structure de maturités de la dette publique nouvellement émise est dominée par les prêteurs. A la limite, l'absence de déséquilibre entre la structure de maturités désirée et la structure effective de la dette implique que la prime d'habitat soit nulle.

Supposons maintenant que la dette nouvellement émise par l'Etat ne correspond pas à la demande d'actifs nouveaux de ce type par les prêteurs. L'Etat doit alors offrir une prime pour inciter les prêteurs à détenir la dette si l'offre de titres est trop importante. Cette prime

<sup>22</sup> Par exemple, la dette publique américaine est détenue par huit catégories distinctes d'agents : les Etablissements de dépôt, les Savings bonds, les Fonds de pensions, les Fonds communs de Placement, Les Compagnies d'Assurance, les Etats et Collectivités Locales, l'Étranger, et les Autres investisseurs.

<sup>23</sup> Par exemple, le Trésor français, dans les années 70, émettait sur le marché primaire des obligations au taux en vigueur sur le marché secondaire, mais étalait dans le temps ses émissions pour éviter d'engorger le marché. Cf. Chauveau (1980).

inciterait les détenteurs de titres à revendre leurs titres sur le marché secondaire pour acquérir les titres nouveaux. Inversement, une forte demande de titres en période de faible hausse ou de baisse de la dette publique peut entraîner une baisse des taux d'intérêt.

Sur le marché secondaire se rencontrent des agents qui souhaitent acquérir ou vendre des titres de dette publique. A stock de dette et structure de maturités constants, si les détenteurs de portefeuille sont neutres au risque, la prime d'habitat est nulle : les agents n'ont pas d'habitat préféré. Si une partie des agents a de l'aversion pour le risque, il y a deux possibilités :

- la structure de maturités des titres disponibles correspond à la structure des habitats préférés des agents. Dans ce cas, la prime d'habitat est nulle.
- La structure de maturités des titres disponibles ne correspond pas à la structure des habitats préférés des agents. Dans ce cas, la prime d'habitat peut être positive ou négative. Si les agents veulent détenir principalement des titres courts, tandis que le stock de dette est composé principalement d'obligations à long terme, les agents ne détiendront des titres longs qu'en échange d'une prime de risque positive. Cela suppose évidemment qu'il n'y ait pas un groupe d'agents neutres au risque disposant de titres courts en quantité suffisante pour satisfaire les agents averses au risque.

Finalement, l'existence d'une prime de risque dépend de la composition en maturités des stocks de titres disponibles et nouvellement émis, des horizons de placement et d'emprunt désirés, de l'aversion ou de la neutralité des agents face au risque, et de leur disposition ou non à sortir de leur habitat préféré.

### 1.1.2.2. L'incertitude portant sur la politique économique future

Les explications de la prime de risque ci-dessus reposent sur l'hypothèse de stabilité des comportements des autorités monétaires et budgétaires. Cette hypothèse est discutable, un ensemble d'études montrant des changements de comportement des Banques centrales et des Etats<sup>24</sup>. De tels changements impliquent la possibilité que les agents anticipent le risque de changements futurs dans les comportements des autorités monétaires et budgétaires. La prime de risque résulte dans ce cas de la prise en compte des différents états futurs possibles de l'économie<sup>25</sup>.

La question porte sur les différents états futurs que les agents peuvent anticiper. Nous centrons l'analyse sur le cas de la Banque centrale. Les agents peuvent craindre que la Banque centrale ne monte pas suffisamment son taux court à l'avenir suite à une hausse de l'inflation.

---

<sup>24</sup> Voir par exemple Clarida *et al.* (2000) pour une étude du comportement de la Réserve Fédérale américaine ou encore Nelson (2001) pour une étude du comportement de la Banque d'Angleterre entre 1972 et 1997. Voir par exemple Bohn (1998) ou Gali et Perotti (2003) pour des études respectivement sur la politique budgétaire aux Etats-Unis et dans l'Union Européenne.

<sup>25</sup> Voir Hamilton (1988), Evans (1998), Bekaert *et al.* (2001) ou encore Jardet (2006) pour des applications empiriques. Cette hypothèse permettrait de remédier au rejet par certains tests empiriques de la théorie des anticipations rationnelles de la structure par terme des taux d'intérêt (Fuhrer (1996)). D'après Bansal et Zhou (2002), la prise en compte de changements de régime permet aussi de corriger les faibles performances des applications empiriques du modèle de Cox *et al.* (1985). Cependant, ces travaux ne consistent généralement qu'à modéliser différents régimes possibles pour le taux court, sans chercher à expliciter la détermination du taux court comme résultant d'un choix de la part des autorités monétaires. Par exemple, dans Bekaert *et al.* (2001), le taux de court terme s'écrit  $i_{t+1} = a_h + b_h \cdot i_t + \sigma_h \cdot r_t^{\gamma_h} \cdot \widehat{\varepsilon}_{t+1}$ , où  $a_h$ ,  $b_h$ ,  $\sigma_h$  et  $\gamma_h$  sont des constantes dépendant du régime  $h$ , et  $\widehat{\varepsilon}_{t+1}$  est un bruit blanc.

Soit le modèle suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi = \pi_{-1} + a.y + \omega \\ y = -\sigma(i - \pi) + \varepsilon \\ i = \bar{r} + \pi + \lambda(\pi - \pi^{obj}) \end{array} \right\} \text{ avec } (a, \sigma, \lambda) > 0$$

$\pi$  est le taux d'inflation,  $y$  l'écart de production.  $\bar{r}$  est une constante et  $\pi^{obj}$  la cible d'inflation de la Banque centrale.  $\varepsilon$  et  $\omega$  sont des chocs transitoires de demande et d'offre, d'espérances nulles et de variances respectives  $\sigma_\varepsilon^2$  et  $\sigma_\omega^2$ . L'écart de production dépend négativement du taux d'intérêt réel. Pour simplifier, on omet pour le moment les autres déterminants de la demande. La Banque centrale fixe le taux d'intérêt en fonction l'écart de l'inflation à sa cible. L'inflation est déterminée par une courbe de Phillips augmentée des anticipations d'inflation (Phelps (1967) ; Phelps (1968) ; Friedman (1968)) :

D'après l'équation (1.13), lorsque les agents ont de l'aversion pour le risque, la prime de risque est croissante avec  $\sigma_{i,t+j}^2$ . Pour  $\pi^{obj}$  donné, la résolution du modèle<sup>26</sup> donne

$$\sigma_{i,t+j}^2 = \left( (1+\lambda) \frac{(a\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)}{(1+a\lambda\sigma)^{j+1}} \right)^2. \text{ La variance des taux courts futurs anticipés dépend de la variance}$$

des chocs et de la réaction de la Banque centrale à un écart entre le taux d'inflation et son objectif d'inflation.

Le modèle implique  $\frac{\partial \pi}{\partial i} = -\sigma a \lambda$ . Lorsque l'inflation accélère, il faut que la Banque centrale augmente le taux d'intérêt réel  $i - \pi$  pour la stabiliser. C'est le cas lorsque  $\lambda > 0$ . Dans ce cas, suite à un choc transitoire de demande ou d'offre, le taux court retourne progressivement à sa cible et on a  $\frac{\partial \sigma_{i,t+j}^2}{\partial j} < 0$  pour  $j > 0$ .

Ici les agents croient que la Banque centrale ne va pas changer d'objectif de taux d'inflation à l'avenir. Ils anticipent qu'à long terme  $i = \bar{r} + \pi^{obj}$ .  $\xi_i^{(n)}$  sera cependant plus élevé si les agents croient en la possibilité d'un changement de cible d'inflation : la valeur de long terme de l'inflation, donc celle de  $i$  deviennent plus incertaines, ce qui augmente  $\sigma_{i,t+j}^2$ .

Par ailleurs, la prime de risque dépend de la vigueur de la réaction de la Banque centrale à l'inflation. On obtient :

$$\frac{\partial \sigma_{i,t+j}^2}{\partial \lambda} = \frac{[1 - a\sigma(1 + j(1 + \lambda))](1 + \lambda)(a\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)}{(1 + a\lambda\sigma)^{2j+3}}$$

Si  $a\sigma < 1$ , La variance du taux court augmente avec  $\lambda$  pour  $j=0$ , puis décroît pour  $j > 0$ . Le signe de la dérivée de la prime de risque en fonction de la réaction de la Banque centrale à l'inflation dépend globalement de l'intensité de la transmission de la politique monétaire à la production et à l'inflation. Selon les configurations, la prime augmentera ou diminuera suite à une hausse de  $\lambda$ . Une hausse de la vigueur de la réaction de la Banque centrale à l'inflation n'implique donc pas nécessairement une baisse de la prime de risque.

Que se passe-t-il si  $\lambda < 0$  ? Dans ce cas, le modèle n'est pas stable à long terme. Considérons un choc de demande positif temporaire. La hausse de l'inflation entraîne une

---

<sup>26</sup> Voir annexe 1.A.

diminution du taux d'intérêt réel. La demande privée augmente, ce qui accroît l'écart de production, d'où une nouvelle hausse des prix. Si les agents croient qu'il est possible que la Banque centrale ne réagisse pas suffisamment à des hausses de l'inflation dans le futur, la confiance dans la prévision de taux court futur diminue, ce qui élève la prime de risque. En effet,  $\frac{\partial \sigma_{i;t+j}^2}{\partial j} > 0$  lorsque  $\lambda < 0$ , puisque dans ce cas  $1 + a\lambda\sigma < 1$ .

### 1.1.3. La formation des anticipations

Dans (1.13) et (1.15), les agents connaissent  $i_t$  ( $j=0$ ), mais ne connaissent pas avec certitude les taux futurs ( $j>0$ ). Ils doivent donc disposer d'une représentation du fonctionnement de l'économie, c'est-à-dire d'un modèle macroéconomique dynamique<sup>27</sup> pour anticiper la séquence des taux courts futurs. Ce processus fait intervenir de l'information sur la politique monétaire, et sur les déterminants réels de l'économie.

#### 1.1.3.1. Les différents schémas d'anticipations

On peut distinguer différents schémas d'anticipation selon l'information dont disposent les agents.

- i. L'hypothèse la plus forte consiste à supposer que les agents connaissent avec certitude le futur :  $i_{t+j}^a = i_{t+j}$ . Dans ce cas les anticipations sont parfaites. La prime de risque n'a pas de raison d'exister. On peut néanmoins douter que les agents connaissent avec certitude l'ensemble des chocs qui affecteront l'économie dans le futur.
- ii. Les agents peuvent anticiper les taux futurs à une erreur d'anticipation près, erreur nulle en moyenne et imprévisible :  $i_{t+j}^a = E_t i_{t+j} = i_{t+j} + \varepsilon_{i,t}$ . Cette hypothèse d'anticipation rationnelle *stricte* suppose comme la précédente que les agents connaissent la structure de l'économie et la dynamique de retour à l'équilibre, mais pas les chocs futurs.
- iii. Une hypothèse moins forte consiste à supposer que les agents observent le présent et le passé pour former une anticipation sur le niveau des taux courts futurs. Dans ce cas les anticipations sont adaptatives, extrapolatives, ou régressives. Par exemple, on aura :  $i_{t+j}^a = i_{t-j}$ . Dès lors que les agents utilisent toute l'information dont ils disposent, leurs anticipations sont rationnelles.

Les tests empiriques de la théorie des anticipations conduisent à des résultats contradictoires, certains travaux l'invalidant (Campbell et Shiller (1987) ; Chow (1989) ; Campbell et Shiller (1991)) tandis que d'autres la valident (Colletaz et Gourlaouen (1990) ; Engsted et Tanggaard (1994) ; Hurn *et al.* (1995) ; Dahlquist et Jonsson (1995) ; Gerlach et Smets (1997) ; Garcia (2001)). Les résultats varient aussi selon les pays (Hardouvelis (1994) ; Jondeau et Ricart (1999)).

Plus précisément, La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt prédit qu'un écart positif entre le taux long et le taux court doit être suivi 1) d'une hausse du

---

<sup>27</sup> Ils peuvent éventuellement chercher à anticiper les anticipations du marché, tel un *concours de beauté*. Ce point sera traité dans le deuxième chapitre.

taux long et 2) d'une hausse des taux courts futurs. Les tests aboutissent souvent au rejet de celle-ci, plus particulièrement pour les Etats-Unis, et lorsqu'on considère la partie longue de la courbe des taux (Gerlach et Smets (1997) ; Jondeau et Ricart (1998)). La proposition 1) est généralement rejetée (Shiller (1979) ; Shiller *et al.* (1983) ; Mankiw et Summers (1984) ; Campbell et Shiller (1991)), tandis que la proposition 2) est validée (Fama et Bliss (1987) ; Gerlach et Smets (1997) ; Jondeau et Ricart (1998)). La validation de la proposition 2) permet de soutenir l'idée selon laquelle les marchés anticipent la politique monétaire future.

Concernant la formation des anticipations, le schéma i. est invalidé par les données (Shiller (1979)). Les tests basés sur le schéma ii. conduisent souvent au rejet des deux hypothèses jointes, c'est-à-dire l'hypothèse d'anticipations rationnelles au sens *strict* et l'hypothèse d'absence d'opportunités d'arbitrage (Prat (1992)). Certains travaux la valident néanmoins pour des taux d'intérêt sur titres d'échéances inférieures à 1 an (Colletaz (1987)) et sur données européennes (Hurn *et al.* (1995) ; Dahlquist et Jonsson (1995) ; Gerlach et Smets (1997) ; Hardouvelis (1994) ; Jondeau et Ricart (1999)). Suivant Prat (1992), le rejet de ces deux hypothèses est du au rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles au sens *strict*, les données d'enquêtes sur les anticipations effectives des agents se révélant généralement incompatibles avec celle-ci (Prat et Uctum (2006)).

Le schéma iii., consistant à supposer que les anticipations de taux futurs sont basées sur l'observation des taux présent et passés, ainsi que d'autres indicateurs (inflation, écart de production, taux de croissance du PIB réel...), est généralement validé par les données (Modigliani et Shiller (1973) ; Prat (1992) ; Engsted et Tanggaard (1994) ; Garcia (2001)). Le taux long serait égal à un lissage des taux courts passés, relation qui peut aussi s'écrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreur liant le taux long, le taux court, l'inflation, et tout indicateur donnant de l'information sur la politique monétaire future. Dobson *et al.* (1976) proposent une revue des modèles existants.

### 1.1.3.2. Le poids du long terme dans les anticipations

Supposons que les agents observent le taux court présent et anticipent que sa trajectoire vers le taux d'équilibre de long terme sera monotone. Le taux long vaut :  $I_t = \vartheta I_t + (1 - \vartheta) \bar{i}$ .

Les agents doivent anticiper  $\bar{i}$ , le taux d'intérêt compatible avec l'équilibre sur le marché des biens :

$$y = -\sigma(i - \pi) + g + d$$

$g$  est un indicateur de la politique budgétaire<sup>28</sup>,  $d$  est un indicateur de la demande privée,  $y$  est l'écart de production. Celui-ci dépend positivement des indicateurs de demande publique

---

<sup>28</sup> Par exemple, dans Blanchard (1984), la demande agrégée s'écrit  $C + G = (\theta + p_d) \cdot \left( b^G + \frac{Y - T}{r + p_d} \right) + G$ , où  $p_d$

est la probabilité de décès indépendante de l'âge des individus,  $\theta$  est le taux d'actualisation subjectif,  $b^G$  la dette publique,  $G$  la dépense publique,  $T$  les impôts et  $r$  le taux de court terme. L'indicateur synthétique de politique budgétaire s'écrit alors  $g = (\theta + p_d) \cdot \left( b^G - \frac{T}{r + p_d} \right) + G$ , et représente l'impact positif de la dette et négatif des impôts sur la consommation, et l'impact positif de la dépense publique sur la demande totale. En incorporant la contrainte budgétaire de l'Etat :  $g = (\theta + p_d - r) \cdot b^G + \dot{b}^G + \left( \frac{\theta - r}{r + p_d} \right) \cdot T$ .

et privée, et négativement du taux d'intérêt réel. Le taux d'intérêt compatible avec un écart de production nul vaut :

$$\bar{i} = \bar{\pi} + \frac{\bar{g} + \bar{d}}{\sigma}$$

Les agents doivent donc prévoir la politique budgétaire à long terme, mais aussi la demande privée, ce qui paraît compliqué. Cela est d'autant plus délicat que les agents sont confrontés à une incertitude d'autant plus importante que l'horizon de prévision est lointain. Or cet horizon dépend de la vitesse à laquelle l'économie retourne à l'équilibre de longue période.

Dès lors, deux conceptions s'opposent. Si, selon les agents, l'économie converge rapidement vers l'équilibre ( $\vartheta$  faible), ce sont les déterminants réels (rentabilité du capital), plus une anticipation d'inflation, qui prédominent dans la formation des anticipations. Si au contraire ils pensent que l'économie converge lentement vers l'équilibre de long terme ( $\vartheta$  élevé), alors c'est la trajectoire du taux court choisie par la Banque centrale qui prédomine dans la formation des anticipations. Dans ce cas, le taux d'intérêt à long terme constitue au mieux un horizon pour les agents lorsqu'ils cherchent à anticiper le futur, c'est-à-dire la trajectoire de retour au plein-emploi.

Du fait de la rigidité des prix, le marché des biens s'ajuste lentement (Gordon (1981) ; Debonneuil et Sterdyniak (1984) ; Estrella et Fuhrer (2002)), ce qui implique un retour lent au plein-emploi. A court terme, la Banque centrale fixe le taux court réel. Les agents anticipent la séquence des taux courts réels futurs qui seront choisis par la Banque centrale pour atteindre son objectif d'inflation, objectif qui doit aussi être anticipé par les agents. Les déterminants réels des taux d'intérêt n'interviennent donc pas de façon prépondérante dans la formation des anticipations.

## 1.2. Les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt

Nous exposons dans cette partie les différents mécanismes par lesquels la politique budgétaire peut avoir des effets sur les taux d'intérêt. Nous revenons donc sur les effets d'éviction *via* le canal du taux d'intérêt. L'étude des effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt est généralement justifiée par la sensibilité de la demande privée aux taux d'intérêt. Si une hausse de la dépense publique se traduit par une hausse des taux d'intérêt, cela peut faire baisser la demande privée, d'où l'éviction de la demande privée par la demande publique. Dans la première section nous traitons la question de l'effet des taux d'intérêt sur la demande, puis nous exposons les différents effets d'éviction évoqués dans la littérature.

Les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt sont envisagés dans un cadre macroéconomique. Le taux court ne résulte pas de l'égalisation de l'offre de monnaie par la Banque centrale à la demande de monnaie des agents privés sur le marché de la monnaie, mais est directement fixé par la Banque centrale. Dans ce cadre, les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt dépendent de la politique budgétaire mise en œuvre et anticipée, ainsi que du *policy-mix* en vigueur. Par ailleurs, nous cherchons à dépasser la

distinction entre l'étude des effets de la politique budgétaire sur le niveau des taux, et l'étude de ses effets sur la structure par terme des taux par l'introduction d'un taux long dans un modèle macroéconomique.

### 1.2.1. L'éviction par les taux d'intérêt

#### 1.2.1.1. La sensibilité de la demande privée au taux d'intérêt

La demande privée (consommation et investissement) dépend négativement du taux d'intérêt (Mishkin (1995) ; Taylor (1995)). Par ailleurs, le canal du crédit vient renforcer l'effet de la politique monétaire sur la demande (Bernanke et Gertler (1995)). Une première interrogation à lever concerne le taux d'intérêt pris en compte par les consommateurs et les entreprises privées pour effectuer leurs choix de consommation et d'investissement. S'agit-il d'un taux bancaire ou obligataire ? Dans une économie d'endettement, la demande privée dépend des taux bancaires, alors qu'elle dépend, dans une économie de marchés financiers, des taux en vigueur sur les marchés financiers.

Le mouvement de libéralisation des marchés financiers dans les pays de l'OCDE, à partir de la fin des années 1970, provoque le passage d'une économie d'endettement<sup>29</sup> au sens de Hicks à une économie de marchés financiers<sup>30</sup>. La possibilité pour les entreprises de se financer à la fois auprès des banques et directement sur les marchés financiers crée une connexion entre les taux bancaires et obligataires, les banques étant en concurrence avec les marchés. Les ménages détiennent directement ou indirectement la dette obligataire des entreprises, ainsi que la dette publique. Les taux obligataires sont donc déterminants dans les choix des entreprises et des ménages.

Par ailleurs, il existe différentes gammes de taux d'intérêt : taux d'intérêt sur obligations publiques, privées, taux de swap, taux bancaires... certaines gammes comportant aussi différentes classes de risque, généralement établies en fonction de notes attribuées par les agences de notation, ce qui est par exemple le cas pour les obligations émises par le secteur privé. Les obligations émises par l'Etat occupent une place centrale dans la gamme des taux d'intérêt : elles portent un risque de défaut généralement considéré comme nul<sup>31</sup>. Le niveau des autres taux d'intérêt est alors considéré relativement au niveau du taux public de même échéance : il est ainsi usuel de mesurer la prime de risque sur les obligations privées par l'écart entre le taux sur les obligations privées les mieux notées et le taux sur les obligations publiques de même échéance<sup>32</sup>. En ce sens, la courbe des taux publics peut être considérée comme la courbe pivot, c'est-à-dire celle par rapport à laquelle les autres courbes se définissent.

---

<sup>29</sup> Cf. par exemple De Boissieu (1980) pour l'étude des taux d'intérêt dans une économie d'endettement appliquée au cas de la France.

<sup>30</sup> Cf. Demarolle et Quinet (1996), chapitre 3, pour une étude du passage de l'économie française à une économie de marchés financiers.

<sup>31</sup> Nous nous limitons aux pays de l'OCDE.

<sup>32</sup> Les taux sur obligations privées seront alors égaux au taux sans risque (généralement le taux sur titres de dette publique de même échéance) plus une prime de risque liée au risque de défaut de l'entreprise émettrice (Merton (1974)).

*L'effet du taux d'intérêt sur la consommation*<sup>33</sup>

Les taux d'intérêt peuvent avoir un impact sur la consommation des ménages par quatre canaux : l'arbitrage consommation/épargne ; l'effet de richesse ; l'investissement des ménages en logement et la consommation de biens durables. Les travaux empiriques peinent cependant à mettre en évidence un effet du taux d'intérêt sur la consommation ou l'épargne<sup>34</sup> (Elmendorf (1996)).

L'effet du taux d'intérêt sur l'arbitrage entre consommation et épargne est ambigu puisque les effets de substitution et de revenu agissent en sens inverse sur la consommation présente. Une hausse du taux d'intérêt incite les ménages à épargner plus (effet de substitution), tandis qu'elle les incite à augmenter leur consommation présente et future (effet revenu). Dans le cas de ménages emprunteurs, la hausse du taux d'intérêt réduit sans ambiguïté la consommation. Les études empiriques ont des difficultés à départager les deux effets<sup>35</sup>. Par ailleurs, plus la proportion de ménages soumis à une contrainte de liquidité est élevée, plus il est probable que l'effet revenu domine l'effet de substitution.

La richesse des ménages dépend négativement du niveau des taux d'intérêt<sup>36</sup>. Si leur consommation dépend positivement de leur richesse, une hausse des taux d'intérêt entraîne une baisse de la consommation. Par exemple, si l'Etat s'endette auprès des ménages en émettant des obligations perpétuelles de coupon unitaire en quantité  $b_t^G$ , le prix des obligations vaut  $p_{op} = \frac{1}{I}$ . La richesse financière des ménages vaut  $W = \frac{b_t^G}{I}$  et une hausse de  $I$  entraîne une baisse de  $W$ . Si l'équivalence ricardienne ne tient pas, les ménages consomment une part  $\kappa$  de leur richesse à chaque période. Une hausse du taux d'intérêt entraîne une baisse de  $\kappa \frac{b_t^G}{I^2}$  de la consommation. D'autre part, si le niveau de la richesse désirée par les ménages dépend positivement du niveau du taux d'intérêt, une hausse de ce dernier entraîne une hausse de l'épargne, hausse nécessaire pour atteindre le nouveau niveau de richesse désirée<sup>37</sup>.

L'investissement des ménages en logement dépend négativement des taux d'intérêt : une hausse des taux d'intérêt réduit leur capacité d'emprunt toutes choses égales par ailleurs. Les mesures empiriques montrent un effet négatif, mais parfois faible voir non significatif, du taux d'intérêt sur l'investissement en logement<sup>38</sup>. Par ailleurs, si l'investissement logement baisse suite à une hausse du taux d'intérêt, il ne s'ensuit pas nécessairement une hausse de l'épargne financière des ménages, puisque les ménages peuvent augmenter leur consommation finale (voir Sterdyniak (1987)).

---

<sup>33</sup> Voir Demarolle et Quinet (1996).

<sup>34</sup> Cela pose de nouveau la question de la validité de la théorie des fonds prêtables, qui repose en partie sur un effet positif du taux d'intérêt sur l'épargne.

<sup>35</sup> Cf. par exemple Howrey et Hymans (1978) ou encore Serres et Pelgrin (2002).

<sup>36</sup> Si on définit la richesse des ménages en  $t$  comme le stock d'actifs nets détenu en  $t$  plus la somme actualisée des revenus futurs anticipés, une hausse du taux d'intérêt, c'est-à-dire du taux d'actualisation, réduit la deuxième composante de la richesse.

<sup>37</sup> Voir par exemple Howrey et Hymans (1978).

<sup>38</sup> Voir Hendershott (1991) ou encore McCarthy et Peach (2002) pour une estimation de l'effet du taux d'intérêt sur l'investissement en logement aux Etats-Unis. Egebo et Lienert (1988) trouvent un effet négatif et significatif pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni, l'Italie, le Japon et le Canada. Ils mesurent un impact négatif mais non significatif pour la France et l'Allemagne. Chauvin *et al.* (2002) trouvent un effet négatif du taux d'intérêt réel sur l'investissement logement en France.

### *L'effet du taux d'intérêt sur l'investissement*

Selon le modèle néoclassique et le modèle du  $q$  de Tobin, l'investissement dépend du taux d'intérêt<sup>39</sup>. De plus, dans les deux cas, une variation du taux d'intérêt se traduit aussi par une variation du coût d'opportunité de l'investissement.

Dans le modèle néoclassique, le stock de capital désiré  $K_t^d$  est une fonction positive du ratio entre la production anticipée  $Y_t^a$  et le coût d'usage du capital  $C_t^K$  :  $K_t^d = \frac{Y_t^a}{C_t^K}$ . Le coût d'usage du capital dépend du rapport  $\frac{P_t^K}{P_t}$   $P_t^K$  étant le prix du capital et  $P_t$  le prix du PIB. Il dépend aussi du taux d'intérêt réel, de l'inflation anticipée et du taux de dépréciation  $\delta_t$  :  $C_t^K = \frac{P_t^K}{P_t}(I_t - \pi_t^a - \delta_t)$ . Une hausse du taux d'intérêt réel  $R_t = I_t - \pi_t^a$  implique une hausse du coût d'usage du capital, qui fait diminuer le stock de capital désiré, donc l'investissement.

Selon Tobin, l'investissement dépend positivement du ratio entre la valeur de marché d'une unité de capital et son coût de remplacement : le  $q$  de Tobin marginal. En pratique, on considère que le taux d'investissement  $\frac{Inv_t}{Y_t}$  dépend positivement de la profitabilité<sup>40</sup> anticipée des entreprises  $\frac{PROF_t^a}{R_t + \hat{\rho}_t}$ , où  $PROF_t^a$  est le profit anticipé par unité de capital et  $\hat{\rho}_t$  une prime de risque. Une hausse du taux d'intérêt réel diminue la profitabilité anticipée des entreprises, donc l'investissement.

Chatelain *et al.* (2003a) et Chatelain *et al.* (2003b) estiment des fonctions d'investissement à partir d'une base de données microéconomiques portant sur un ensemble d'entreprises de plusieurs pays de la Zone Euro (France, Allemagne, Italie, Espagne, Autriche, Belgique et Luxembourg). L'élasticité à long terme du stock de capital au coût d'usage du capital varie de -0,03 à -0,66 selon les pays. Avec une méthode similaire, Chirinko *et al.* (1999) trouvent une élasticité de long terme de -0,25 pour les manufactures américaines.

### *Le canal du crédit*

En situation d'information imparfaite, les banques ne répercutent pas automatiquement les hausses de taux d'intérêt : une hausse des taux conduit les bons emprunteurs à sortir du marché sans repousser les emprunteurs ayant les projets les plus risqués. Pour éviter un processus de sélection adverse, les banques rationnent le crédit (Stiglitz et Weiss (1981)). Ce rationnement peut toucher autant les ménages (crédit à la consommation, crédit immobilier ; voir Hendershott (1991)) que les entreprises<sup>41</sup>, et produit l'effet d'accélérateur financier. Par ailleurs, une variation des taux d'intérêt change la charge de la dette des entreprises, ainsi que la valeur présente de leur richesse nette. Cela modifie les garanties que les entreprises peuvent

---

<sup>39</sup> Voir Villieu (2000) pour une présentation critique des modèles théoriques et des mesures empiriques des déterminants de l'investissement. Voir par exemple Ferderer (1993) pour des estimations de fonctions d'investissement pour les Etats-Unis selon l'approche néoclassique et l'approche du  $q$  de Tobin.

<sup>40</sup> La profitabilité évaluée ici la rentabilité des investissements anticipés (Villieu (2000)). C'est donc l'écart entre la rentabilité des actifs et le rendement d'un placement financier.

<sup>41</sup> Voir Chatelain *et al.* (2003a) et Chatelain *et al.* (2003b) pour une mesure de l'importance du canal du crédit sur l'investissement des firmes dans les grands pays de la Zone Euro.

apporter aux marchés lorsqu'elles cherchent à financer l'investissement, et ainsi limiter ce dernier lorsque le taux d'intérêt augmente (canal du bilan ou canal du crédit au sens large).

### *L'estimation réduite*

Une pratique contestable consiste à estimer directement l'équation *IS* pour mesurer l'élasticité de la demande globale aux variations du taux d'intérêt. L'équation *IS* est déduite d'un programme d'optimisation pour un consommateur représentatif (voir par exemple McCallum et Nelson (1999)). Sous certaines hypothèses fortes<sup>42</sup>, on obtient alors la relation :

$$(1.16) \quad y_t = b_0 - b_1(i - \pi)_t + E_t y_{t+1}$$

Le PIB (en logarithme) dépend positivement de la production anticipée et négativement du taux d'intérêt réel (en écart à sa valeur d'équilibre). Fuhrer (2000), ou encore Estrella et Fuhrer (2002) ont cependant relevé l'incapacité de l'équation (1.16) à retracer empiriquement les évolutions du PIB : l'équation (1.16) implique que lorsque le taux réel s'écarte positivement de sa valeur d'équilibre, le niveau du PIB doit baisser pour ensuite augmenter. Cela n'est possible que si le PIB s'ajuste instantanément, ce qui n'est pas vérifié empiriquement. Ils ajoutent donc un effet du PIB retardé sur le PIB courant. La forme générale de l'équation estimée est la suivante :

$$(1.17) \quad y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n a_i \cdot E_t(y_{t+i}) + \sum_{j=1}^m b_j \cdot y_{t-j} - \sum_{s=0}^l \sigma_s \cdot (i - \pi)_{t-s}$$

Le PIB (en logarithme, en écart à sa tendance de long terme) dépend, selon différentes structures de retards, du PIB futur anticipé et du PIB passé, ainsi que du taux d'intérêt réel présent et passé. L'effet du PIB retardé sur le PIB courant est alors justifié par l'existence d'habitudes de consommation et de coûts d'ajustement du capital<sup>43</sup>. Fuhrer et Rudebusch (2004) estiment le caractère plus ou moins « forward-looking » de l'équation (1.17) et trouvent que l'effet du PIB passé prédomine, l'effet du PIB anticipé étant souvent non significativement différent de zéro<sup>44</sup>. Plus fondamentalement, l'équation (1.17) ne prend pas explicitement en compte la politique budgétaire, par le biais des dépenses, des impôts, et de la dette. Elle suppose donc que les agents sont ricardiens.

Les estimations de (1.17) conduisent à des valeurs pour  $\sigma$  qui varient selon les études et selon le taux d'intérêt retenu<sup>45</sup>.  $\sigma$  est généralement plus élevé lorsqu'un taux long est retenu dans l'estimation (cf. Tableau 1-2). Pour les Etats-Unis, les estimations pour  $\sigma$  varient de 0,04 à 0,16 pour le taux court (généralement un taux à trois mois), et de 0,15 à 0,6 pour le taux long (taux à dix ans). Pour la Zone Euro, la France, l'Allemagne et l'Italie, les coefficients estimés sont très proches. Par contre, l'effet du taux d'intérêt sur la demande agrégée paraît plus faible au Royaume-Uni.

---

<sup>42</sup> Non prise en compte de la dépense publique, investissement croissant à taux constant et consommateurs ne subissant aucune contrainte de liquidité.

<sup>43</sup> Voir Oliner *et al.* (1995), Oliner *et al.* (1996) et Casares et McCallum (2006).

<sup>44</sup> Les auteurs comparent l'estimation de (1.17) par la méthode des moments généralisée et par le maximum de vraisemblance. La première méthode fait ressortir un effet « forward-looking » important, mais les auteurs montrent que l'estimateur est biaisé du fait de la petite taille de l'échantillon de données. Par ailleurs un effet « forward-looking » significatif est généralement couplé à une absence d'effet du taux d'intérêt réel sur l'écart de production. L'absence d'effet « forward-looking » peut aussi provenir d'une proportion trop faible de ménages ne subissant pas une contrainte de liquidité

<sup>45</sup> Sur ce point, voir notamment Kozicki et Tinsley (2002) et Fuhrer et Rudebusch (2004).

Pour les Etats-Unis, une hausse de 1 point du taux d'intérêt entraîne à terme une baisse de 0,75 % à 5,36 % de la production par rapport à sa tendance. Cet effet varie de 0,93 à 3,98 pour la Zone Euro. Ces études convergent pour conclure à un effet du taux d'intérêt sur la demande agrégée.

*Tableau 1-2. Estimations de la sensibilité de la demande agrégée au taux d'intérêt (semi-élasticités)*

Etude	Pays	Taux d'intérêt (terme)	$\sigma$ estimé effet à la période courante	$\sigma$ estimé effet à long terme <sup>46</sup>
Kozicki et Tinsley (2002)	USA	Court	0,04	1,06
Rudebusch (2002a)	USA	Court	0,09	0,75
Fuhrer et Rudebusch (2004)	USA	Court	0,09	1,01
Kozicki et Tinsley (2002)	USA	Moyen	0,13	2,93
Kozicki et Tinsley (2002)	USA	Long	0,15	4
Fuhrer et Rudebusch (2004)	USA	Long	0,59	5,36
Coenen et Wieland (2005)	Zone Euro	Court	0,04 à 0,09	0,93 à 3,98
Coenen et Wieland (2005)	France	Court	0,06	1,38
Coenen et Wieland (2005)	Allemagne	Court	0,04	0,49
Coenen et Wieland (2005)	Italie	Court	0,05	1,66
Banerjee et Batini (2003)	Royaume-Uni	Court, moyen ou long	0,0018	ND

Pour Fuhrer et Rudebusch (2004), nous ne reportons que les résultats avec du Tableau 1 (p 22) avec l'estimation du PIB potentiel par le Congressional Budget Office . Pour Kozicki et Tinsley (2002), il s'agit des résultats des estimations des équations (1), (2) et (3) du tableau 1. Pour Banerjee et Batini (2003), il s'agit des trois dernières lignes du tableau 3 (p 22). Voir aussi Fuhrer et Moore (1995b) ; Doménech *et al.* (2001). ND : non disponible.

### 1.2.1.2. Les différents effets d'éviction

L'éviction de la dépense privée par la dépense publique peut s'effectuer par la hausse des taux d'intérêt. Plusieurs mécanismes sont évoqués dans la littérature (Buiter (1977)) :

- i) *L'éviction financière.* Une augmentation du déficit public provoque un accroissement de la production, et entraîne une hausse du taux d'intérêt, en raison d'une augmentation de la demande de monnaie, à masse monétaire inchangée<sup>47</sup>.

<sup>46</sup> Il s'agit ici du long terme économétrique de l'équation :  $\sigma_{LT} = \sigma / 1 - \left[ \sum_{i=1}^n a_i + \sum_{j=1}^m b_j \right]$

<sup>47</sup> Carlson et Spencer (1975) distinguent les différents cas possibles dans le cadre d'un modèle IS/LM. On peut décomposer cet effet en deux effets distincts : un effet d'éviction par les transactions (Hicks (1937)) et un effet

ii) *L'éviction réelle*. Lorsque l'économie est en régime de plein-emploi, toute hausse de la dépense publique doit nécessairement conduire à une baisse de même montant de la dépense privée. Les prix et les taux d'intérêt doivent s'ajuster pour égaliser offre et demande sur le marché des biens.

iii) *L'effet de richesse*. Si l'équivalence ricardienne ne tient pas, les ménages considèrent une augmentation de leur stock de dette publique comme une hausse de leur richesse, qui stimule la consommation, fait monter les taux d'intérêt, et diminue l'investissement privé.

iv) *La prime de risque*. Le taux d'intérêt sur les obligations publiques contient une prime liée aux risques de monétisation de la dette ou de défaut de l'Etat sur sa dette.

v) *L'éviction par les anticipations*. Si les agents sur le marché financier anticipent une hausse future des dépenses publiques, le taux long monte de suite par anticipation d'une hausse future du taux court, ce qui peut entraîner une récession tant que la politique budgétaire annoncée n'est pas mise en place (Blanchard (1981) ; Branson *et al.* (1985) ; Reinhart et Sack (2000)).

Certains de ces arguments sont cependant contestables. Le canal (i) dépend de l'hypothèse de contrôle de la masse monétaire par la Banque centrale. Il disparaît si la Banque centrale ajuste l'offre de monnaie pour atteindre un taux d'intérêt objectif. Dans ce cas, l'interaction stratégique entre l'Etat et la Banque centrale est au cœur de l'effet d'éviction. Ce point est développé dans la section suivante.

Le risque de monétisation est très faible dans les grands pays industrialisés, dont les Banques centrales, largement indépendantes, ont depuis le début des années 1980 un objectif de maîtrise de l'inflation. De même, la prime de risque de défaut y est très faible (Alesina *et al.* (1992) ; Codogno *et al.* (2003)).

Compte tenu des deux critiques soulevées ci-dessus, l'effet d'éviction intervient en régime classique (canaux (ii) et (iii)). Il n'a lieu que si les autorités budgétaires pratiquent un déficit public quand cela n'est pas approprié. En régime keynésien d'insuffisance de la demande, le taux réel est en dessous de son niveau d'équilibre. Une politique budgétaire de stabilisation permet de soutenir l'activité, ce qui augmente le taux d'intérêt à court terme, sans nécessairement augmenter le taux réel d'équilibre.

Par ailleurs, si les entreprises désirent se désendetter ou les ménages détenir plus de titres, les agents peuvent détenir un montant plus important de titres de dette publique sans que le taux d'intérêt sur les obligations privées soit affecté. L'effet de la politique budgétaire sur le taux d'intérêt en régime classique dépend donc des anticipations sur la politique budgétaire, mais aussi de celles sur la richesse désirée des ménages et l'endettement désiré des entreprises.

L'éviction peut intervenir en régime keynésien ou classique par le biais des anticipations sur la politique budgétaire future (canal v). En régime keynésien, cet effet suppose néanmoins que les agents anticipent une hausse du taux court par la Banque centrale. Or cette hausse n'a pas nécessairement lieu d'être. Elle peut être anticipée par les agents s'ils anticipent simultanément que la politique budgétaire restera expansionniste une fois l'économie revenue

---

d'éviction par le portefeuille. Ce dernier intervient lorsque plusieurs actifs (capital, monnaie, dette publique) sont introduits dans le modèle *IS/LM* (Blinder et Solow (1973) ; Tobin et Buiter (1974) ; Friedman (1978)). L'effet d'éviction par le portefeuille est très faible empiriquement (Frankel (1985)).

au plein-emploi. L'anticipation d'une forte inertie du déficit public, ou même d'effets de cliquet sur la dépense publique justifie alors le canal  $v$  en régime keynésien.

### 1.2.2. Eviction, politique monétaire et politique budgétaire.

On peut opposer deux visions des interactions entre politique budgétaire et marché obligataire. Ces deux visions se distinguent par les hypothèses retenues concernant le comportement des autorités budgétaires, son interaction avec les comportements privés, et par l'importance donnée à la notion de *long terme*.

Selon la première vision, que l'on qualifie de « mécanique », les gouvernements ne contrôleraient pas suffisamment l'évolution des dépenses. Suite à une hausse de la dépense publique on observerait une forte inertie de cette dernière. A la limite, cette hausse donnerait lieu à un effet de cliquet : les agents anticiperaient chaque hausse comme étant irréversible. Cette vision s'inscrit dans le cadre néoclassique, pour lequel l'économie retourne rapidement au plein-emploi suite à un choc. Il s'ensuit que toute politique budgétaire expansionniste crée des tensions sur le marché des biens. L'accélération de l'inflation amène la Banque centrale à monter le taux d'intérêt. Les agents sur le marché obligataire anticipent ces pressions, ce qui provoque un effet d'éviction, qui freine la consommation privée et l'accumulation du capital. Cette vision repose cependant sur le postulat selon lequel toute politique budgétaire expansionniste est inutile, l'économie étant au plein-emploi. Elle ne discute pas comment, suite à un choc écartant l'économie du régime de plein-emploi, les politiques monétaire et budgétaire peuvent s'articuler pour y retourner. Les comportements privés d'endettement et de détention des actifs financiers sont exogènes et les marchés sont supposés anticiper leur constance dans le futur, ce qui paraît discutable.

Selon la deuxième vision, il faut distinguer court terme et long terme. A court terme, l'économie n'est pas nécessairement au plein-emploi, et la convergence vers l'équilibre de long terme peut être lente. Le marché obligataire anticipe la trajectoire future du taux court, c'est-à-dire une succession d'équilibres de court terme, et l'importance du niveau anticipé à long terme pour les taux d'intérêt est faible. Deux éléments sont alors déterminants pour la formation des anticipations : l'inflation anticipée et l'anticipation des tensions futures sur le marché des biens. Par exemple, pour la Zone Euro, on peut supposer que les agents anticipent un taux d'inflation futur moyen de 2% auquel il faut ajouter une anticipation de taux d'intérêt réel. Cette dernière dépend des anticipations des agents portant sur les comportements futurs d'endettement des entreprises, de détention d'actifs financiers par les ménages, et des anticipations sur la politique budgétaire future. Une anticipation de hausse de la dette publique future ne fera pas monter les taux longs nominaux si parallèlement les agents anticipent une volonté de désendettement des entreprises.

#### 1.2.2.1. Politique budgétaire pro ou contracyclique

L'éviction financière est mesurée par la baisse de demande privée consécutive à la hausse du taux d'intérêt suivant celle de la dépense publique. Soit le modèle suivant :

$$(1.18) \quad \left. \begin{cases} \pi = \pi_{-1} + a.y \\ y = -\sigma(i - \pi) + g + d \\ i = \bar{r} + \pi + \lambda(\pi - \pi^{obj}) + \lambda_y.y \end{cases} \right\} \text{avec } (a, \sigma, \lambda, \lambda_y) > 0$$

$i$  est le taux d'intérêt court nominal,  $\bar{r}$  une constante,  $\pi$  le taux de croissance du prix du PIB et  $\pi^{obj}$  l'objectif d'inflation de la Banque centrale. La Banque centrale fixe le taux d'intérêt en fonction d'un arbitrage sur l'inflation et la stabilisation de l'activité (règle de Taylor).

A court terme, le taux d'intérêt réel vaut  $i - \pi = \frac{\bar{r} + \lambda(\pi_{-1} + \pi^*) + (\lambda a + \lambda_y)(g + d)}{1 + \sigma(\lambda a + \lambda_y)}$ . Il dépend

positivement de l'inflation passée, de la cible d'inflation, de la demande privée autonome et de l'indicateur de politique budgétaire. A long terme, l'écart de production est nul, d'où  $i - \pi = \frac{g + d}{\sigma}$ .

Si les hausses du déficit public sont autonomes, c'est-à-dire sans lien avec la situation conjoncturelle, elles sont accompagnées d'une hausse du taux d'intérêt réel valant  $\frac{\Delta(i - \pi)}{\Delta g} = \frac{1}{\sigma}$ . Partant d'un taux de chômage d'équilibre, il faut une baisse de la dépense privée suite à une hausse de la dépense publique pour équilibrer le marché des biens. Cela passe par la hausse du taux d'intérêt suite à l'accélération de l'inflation induite par la hausse de la demande globale. Ce cas suppose que les autorités budgétaires augmentent le déficit quand ce n'est pas nécessaire.

Si le déficit public est utilisé comme stabilisateur automatique, les hausses du déficit compensent les baisses de demande privée. Elles sont accompagnées d'une stabilité du taux d'intérêt si la compensation est parfaite (soit  $\Delta g = -\Delta d$ ) ou d'une baisse si elle est imparfaite (soit  $\Delta(i - \pi) = (1 - a_1) \frac{\Delta d}{\sigma}$  si  $\Delta g = -a_1 \Delta d$ ;  $0 < a_1 < 1$ ). Dans ce cas, la politique monétaire et la politique budgétaire se partagent la charge de l'ajustement.

### 1.2.2.2. Conflits d'objectif

Supposons que, suite à une baisse de la production, l'Etat augmente son déficit pour soutenir l'activité. Si la Banque centrale juge que cela risque d'accroître l'inflation, elle augmentera le taux d'intérêt. On peut donc observer des situations où déficit et taux d'intérêt augmentent simultanément. L'effet d'éviction provient dans ce cas d'un conflit d'objectifs entre les autorités monétaires et budgétaires (voir Capoen *et al.* (1994)).

Etudions la réaction des autorités monétaires et budgétaires suite à un choc inflationniste et suite à un choc de demande, en faisant varier le poids accordé à l'inflation dans les fonctions de pertes respectives de l'Etat et de la Banque centrale.

Les autorités monétaires et budgétaires ont des fonctions de perte différentes, tandis que l'inflation est déterminée par une courbe de Phillips :

$$\begin{aligned} L_{BC} &= y^2 + \alpha_{\pi;BC} (\pi - \pi_{BC}^{obj})^2 + \alpha_{inst;BC} (i - \pi)^2 \\ L_G &= y^2 + \alpha_{\pi;G} (\pi - \pi_G^{obj})^2 + \alpha_{inst;G} g^2 \\ y &= -\sigma(i - \pi) + g + d \\ \pi &= \pi_{-1} + ay \end{aligned}$$

La fonction de réaction des autorités monétaires s'écrit :

$$(1.19) \quad i = \pi + \frac{\sigma}{\alpha_{inst;BC}} (y + \alpha_{\pi;BC} a (\pi - \pi_{BC}^{obj}))$$

*Exemple numérique* : On étudie les conséquences d'un choc inflationniste et d'un choc de demande, chacun de 1% (cf. Tableau 1-3). On prend  $\alpha_{inst:BC} = \alpha_{inst:G} = \sigma = a = 1$  et  $\pi_{BC}^{obj} = \pi_G^{obj} = 0$ . La résolution du modèle donne :

$$y = \frac{-(\alpha_{\pi:BC} + \alpha_{\pi:G})\pi_{-1} + d}{3 + \alpha_{\pi:BC} + \alpha_{\pi:G}}, \quad i - \pi = \frac{(2\alpha_{\pi:BC} - \alpha_{\pi:G})\pi_{-1} + (1 + \alpha_{\pi:BC})d}{3 + \alpha_{\pi:BC} + \alpha_{\pi:G}} \quad \text{et} \quad g = \frac{(\alpha_{\pi:BC} - 2\alpha_{\pi:G})\pi_{-1} - (1 + \alpha_{\pi:G})d}{3 + \alpha_{\pi:BC} + \alpha_{\pi:G}}$$

Si  $\alpha_{\pi:G} = \alpha_{\pi:BC} = 1$ , politique monétaire et politique budgétaire agissent dans le même sens. Suite au choc inflationniste, le taux d'intérêt augmente et le déficit public diminue. Suite au choc de demande négatif, la Banque centrale baisse son taux d'intérêt et le déficit augmente.

Si  $\alpha_{\pi:G} = 0$   $\alpha_{\pi:BC} = 2$ , politiques monétaire et budgétaire agissent en sens inverse. Le choc inflationniste se traduit par une forte hausse du taux d'intérêt et une hausse du déficit public. Il y a bien opposition entre politiques monétaire et budgétaire. Suite au choc de demande, le taux d'intérêt baisse maintenant fortement, alors que le déficit augmente beaucoup moins nettement que dans le premier cas.

Tableau 1-3. Réaction aux chocs et conflit d'objectifs

Type de choc	$\alpha_{\pi:G} = \alpha_{\pi:BC} = 1$		$\alpha_{\pi:G} = 0, \alpha_{\pi:BC} = 2$	
	inflationniste	demande	inflationniste	demande
y	-0,4	-0,2	-0,4	-0,2
$i - \pi$	0,2	-0,4	0,8	-0,6
g	-0,2	0,4	0,4	0,2
$\pi$	0,6	-0,2	0,6	-0,2

Source : calculs de l'auteur.

On peut donc distinguer deux cas polaires. Si les autorités monétaires et budgétaires ont la même fonction de perte, elles vont réagir dans le même sens à la suite d'un choc. On aura donc, soit hausse du taux d'intérêt et politique budgétaire restrictive, soit baisse du taux d'intérêt et politique budgétaire expansionniste. Les deux politiques ne s'opposent pas, ce qui permet à la politique monétaire de ne pas trop baisser le taux d'intérêt et à la politique budgétaire de ne pas trop avoir de déficit. Les périodes de déficit public sont des périodes de bas taux d'intérêt réels. Dans certains cas, une contrainte de trappe à liquidité joue : le taux d'intérêt ne peut descendre au dessous d'une valeur minimale ; la politique budgétaire supporte le poids de l'ajustement. Dans ce cas, le taux d'intérêt est très faible tandis que le déficit budgétaire est élevé. Le fort déficit budgétaire ne peut être rendu responsable du niveau des taux d'intérêt. C'est la situation que le Japon connaît depuis 1995 et que les Etats-Unis ont connue de septembre 2001 à mi-2004.

Si les fonctions de perte diffèrent fortement, les autorités monétaires vont désirer une politique plus restrictive que les autorités budgétaires. A la suite d'un choc inflationniste, les autorités monétaires augmentent leur taux d'intérêt tandis que les autorités budgétaires soutiennent l'activité par le déficit public. Les deux politiques vont en sens contraire, et le déficit a un impact positif sur le taux court réel. La Banque centrale utilise le taux d'intérêt pour freiner la demande globale alors que la hausse du déficit public la stimule. On peut donc

observer des périodes de déficits élevés et de forts taux d'intérêt (comme en Europe en 1992-1993).

Dans cette spécification, les autorités monétaires ne prennent pas explicitement en compte le comportement des autorités budgétaires. Celui-ci pourrait jouer de deux façons contradictoires : la Banque centrale pourrait faire monter ses taux d'intérêt pour décourager les autorités budgétaires de pratiquer une politique expansionniste ; en sens inverse, un fort niveau de dette pourrait obliger la Banque centrale à pratiquer un bas taux d'intérêt pour éviter que la dette publique devienne insoutenable.

L'interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire peut aboutir à une hausse simultanée du taux d'intérêt et du déficit public. Cet effet apparaît suite à un choc inflationniste quand les autorités monétaires et budgétaires ont des préférences différentes en termes de poids accordé à l'inflation dans leurs fonctions de perte respectives. Par contre, il n'y a pas d'effet d'éviction lorsque l'économie passe en régime keynésien. Si un lien est empiriquement constaté sur le passé entre déficit public et taux d'intérêt, il n'est donc pas structurel ; il dépend de l'histoire passée du *policy mix* et de la séquence des chocs ayant affecté l'économie ; que sur le passé, la politique monétaire et la politique budgétaire aient été utilisées de façon coordonnée ou conflictuelle ne nous apprend rien sur les conséquences actuelles d'une hausse des déficits publics.

#### *Anticipation des conflits et éviction*

Soit  $I^{(2)}$  le taux d'intérêt sur un bon sans coupon arrivant à échéance dans deux périodes. Selon la théorie des anticipations de la structure par terme, on obtient la relation suivante :

$$I^{(2)} = \frac{1}{2}(i + E(i_{+1})) = \frac{1}{2} \left[ \frac{(2\alpha_{\pi;BC} - \alpha_{\pi;G})(\pi_{-1} + \pi) + (1 + \alpha_{\pi;BC})(d + E(d_{+1}))}{3 + \alpha_{\pi;BC} + \alpha_{\pi;G}} + \pi + E(\pi_{+1}) \right]$$

Supposons que les agents anticipent que les poids accordés par la Banque centrale et l'Etat dans leurs fonctions de perte respectives puissent varier. Le taux long réel vaut :

$$(1.20) \quad I^{(2)} - \frac{(\pi + E(\pi_{+1}))}{2} = \frac{1}{2} \left[ \frac{(2\alpha_{\pi;BC} - \alpha_{\pi;G})\pi_{-1} + (1 + \alpha_{\pi;BC})d}{3 + \alpha_{\pi;BC} + \alpha_{\pi;G}} + \frac{(2\alpha_{\pi;BC;+1} - \alpha_{\pi;G;+1})\pi + (1 + \alpha_{\pi;BC;+1})E(d_{+1})}{3 + \alpha_{\pi;BC;+1} + \alpha_{\pi;G;+1}} \right]$$

Lorsque les agents anticipent un changement de  $\alpha_{\pi;BC;+1}$  ou  $\alpha_{\pi;G;+1}$ , le taux long réel varie en fonction du deuxième terme de droite entre crochet de l'équation (1.20), qui représente le taux court réel anticipé en  $t$  pour la période  $t+1$ . Une hausse de  $\alpha_{\pi;BC;+1}$  entraîne une hausse du taux

court réel futur anticipé si  $\pi$  et  $E(d_{+1})$  sont positifs, puisque alors  $\frac{\Delta(i - \pi)_{+1}^a}{\Delta\alpha_{\pi;BC;+1}} > 0$ . Si les

marchés anticipent un durcissement de la réaction de la Banque centrale à l'inflation, ils anticipent une hausse du taux court réel futur, ce qui fait monter le taux long réel de suite. Par contre, une augmentation de  $\alpha_{\pi;G;+1}$  entraîne une baisse du taux court réel futur anticipé, donc du taux long réel. La dépense publique vaut  $g = -(y + a\alpha_{\pi;G}\pi)$ , donc une hausse de  $\alpha_{\pi;G;+1}$  entraîne une baisse de la dépense publique anticipée, d'où une baisse de l'inflation, et une hausse moins importante du taux court réel en  $t+1$ . Une anticipation par le marché d'un

accroissement du conflit entre Banque centrale et Etat, mesuré ici par  $\alpha_{\pi;BC;t+1} - \alpha_{\pi;G;t+1}$ , entraîne donc une hausse du taux long réel.

### 1.2.2.3. Taux de long terme, anticipations et éviction

Ce sont les taux d'intérêt réels de long terme (et non les taux courts) qui déterminent les choix d'investissement des agents privés. Selon la théorie des anticipations, le taux de long terme est la somme pondérée des taux courts anticipés. Il dépend donc des anticipations que forment les agents sur l'inflation, le niveau de la demande, ainsi que sur les politiques monétaires et budgétaires futures. Nous allons illustrer cela par une modélisation simple.

*Le modèle*<sup>48</sup>

Considérons une économie fermée, composée de trois agents : le secteur privé non financier (ménages et entreprises), l'Etat, la Banque centrale. Sur le marché financier s'échangent des bons à court terme et des obligations perpétuelles détenus par les ménages. Les bons de court terme ont un prix unitaire, payent un intérêt  $i$ , et leur stock (en % du PIB nominal) vaut  $b_c^G$ . Les obligations perpétuelles, en quantité  $b_l^G$  (rapportée au PIB nominal), paient un coupon unitaire, ont un prix égal à  $p_{op} = \frac{1}{I}$ , et ont un rendement anticipé  $H = I - \frac{\dot{I}}{I}$ ,

où  $I$  est le taux long nominal.  $\dot{I} = \frac{dI}{dt}$  est l'anticipation supposée parfaite de la variation du taux

long entre  $t$  et  $t+1$ . Les agents sont supposés neutres au risque. L'équilibre d'arbitrage du portefeuille d'actifs financiers des ménages implique que le rendement anticipé d'une obligation soit égal au taux court (équation (1.21)). Le taux long est l'anticipation moyenne par le marché des taux courts futurs<sup>49</sup>. La Banque centrale ajuste son taux court nominal  $i$  en fonction de l'écart entre l'inflation constatée et l'objectif d'inflation ( $\pi - \pi^{obj}$ ) d'une part, et en fonction de l'écart de production<sup>50</sup>  $y$  d'autre part (équation (1.22)). La richesse financière des ménages<sup>51</sup> vaut  $W = \frac{b_l^G}{I} + b_c^G$  (1.23).

La dynamique de l'inflation est représentée par une équation de Phillips augmentée des anticipations, où  $\pi$  est le taux de croissance du prix du PIB et  $a > 0$  (équation (1.24)).

---

<sup>48</sup> Des modèles similaires sont proposés dans Turnovsky et Miller (1984), Blanchard (1984) et Turnovsky (1989). Ceux-ci analysent les effets de la politique budgétaire sur le taux long en introduisant une équation d'arbitrage taux court - taux long. Ils supposent que la Banque centrale contrôle la masse monétaire. De plus, Turnovsky et Miller (1984) n'introduisent pas la dynamique des prix. Turnovsky (1989) ne tient pas compte de la contrainte budgétaire de l'Etat et retient une courbe d'offre à la Lucas, ce qui implique un ajustement très rapide de la production à son niveau d'équilibre. Blanchard étudie un modèle avec ajustement graduel de la production et des prix, mais sans contrainte budgétaire explicite, la politique budgétaire étant résumée par un indicateur synthétique.

<sup>49</sup> La résolution de l'équation (3) par intégration vers le futur, en supposant l'égalité entre taux long et taux court anticipé à la dernière période, donne  $I_t = \frac{1}{\int_{t=0}^{+\infty} e^{-i_t} dt}$ .

<sup>50</sup> L'écart de production s'écrit  $y = 100 \cdot \left( \frac{Y - \bar{Y}}{\bar{Y}} - 1 \right)$ , où  $Y$  est le PIB et  $\bar{Y}$  le PIB potentiel.

<sup>51</sup> On néglige la détention de monnaie et l'endettement des entreprises et des ménages.

L'équation (1.25) représente l'inflation de long terme anticipée, et  $0 \leq \omega < 1$ . Cette spécification rend compte empiriquement des phénomènes de mémoire dans la formation des anticipations d'inflation de long terme tout en assurant à long terme la cohérence entre l'inflation anticipée et l'inflation réalisée (Helbling et Wescott (1995) ; Brender et Pisani (1997)). Plus  $\omega$  est proche de zéro, plus les agents révisent rapidement leurs anticipations. Si les marchés financiers sont tournés vers le futur, les agents non-financiers ne le sont pas<sup>52</sup>.

Soit  $R^a = I - \pi_{LT}^a$  (1.26) le taux long réel anticipé. La demande privée (équation (1.27)) dépend négativement du taux long réel anticipé  $R^a$  et des impôts  $T$ , et positivement de la richesse financière réelle  $W_{-1}$ , avec  $c, \kappa, \sigma \geq 0$ . L'équation (1.28) représente l'équilibre sur le marché des biens,  $G$  étant la dépense publique réelle en % du PIB. La dette publique évolue en fonction du déficit primaire de l'État  $T - G$ , et de la charge réelle d'intérêt  $(1 - \pi) \cdot B_{-1}$  sur les obligations perpétuelles<sup>53</sup> (équation (1.29)).

$$(1.21) \quad I - \frac{\dot{I}}{I} = i$$

$$(1.22) \quad i = r_{-1} + \pi + \lambda \cdot (\pi - \pi^{obj}) + \lambda_y \cdot y$$

$$(1.23) \quad W = \frac{b_l^G}{I} + b_c^G$$

$$(1.24) \quad \pi = \pi_{-1} + a \cdot y$$

$$(1.25) \quad \pi_{LT}^a = \omega \cdot \pi_{LT, -1}^a + (1 - \omega) \cdot \pi$$

$$(1.26) \quad R^a = I - \pi_{LT}^a$$

$$(1.27) \quad d = -\sigma \cdot R^a + \kappa \cdot (1 - \pi) \cdot W_{-1} - c \cdot T$$

$$(1.28) \quad y = G + d$$

$$(1.29) \quad \frac{b_l^G}{I} = (1 - \pi) \cdot \left( \frac{b_l^G}{I} + b_{l, -1}^G \right) + G - T$$

### *Le long terme*

L'équilibre de long terme est atteint quand la dette, le taux d'intérêt et le taux d'inflation sont constants :  $\frac{\dot{b}_l^G}{I} = \frac{\dot{I}}{I} = \dot{\pi} = 0$ . L'écart de production est alors nul. D'où :

$$(1.30) \quad \bar{\pi}_{LT}^a = \bar{\pi}$$

$$(1.31) \quad \bar{R} = \bar{I} - \bar{\pi} = \frac{\bar{G} - c \cdot \bar{T} + \kappa \cdot (1 - \bar{\pi}) \cdot \bar{W}}{\sigma} = \bar{r}$$

$$(1.32) \quad (\bar{I} - \bar{\pi}) \frac{\bar{b}_l^G}{I} = \bar{T} - \bar{G}$$

---

<sup>52</sup> Comme dans Blanchard (1984). Les résultats ne sont pas affectés par cette hypothèse.

<sup>53</sup> On suppose que la dette à court terme  $b$  est constante en % du PIB et normée à zéro. Nous n'étudions pas le cas dans lequel l'Etat choisit de raccourcir la maturité moyenne de sa dette en émettant des titres courts pour racheter des titres longs.

A long terme, les anticipations d'inflation sont réalisées (équation (1.30)). Le taux long réel  $\bar{r}$  est le taux d'intérêt compatible avec l'équilibre sur le marché des biens (équation (1.31)). Il dépend positivement des niveaux de long terme de la dette et de la dépense publique, et négativement du niveau de long terme des impôts. Le niveau de long terme de la dette publique découle de la contrainte budgétaire de l'État (équation (1.32)). La Banque centrale atteint son objectif d'inflation, ce qui n'est pas nécessairement le cas (cf. Encadré 1-1).

**Encadré 1-1. Règle de Taylor et taux d'intérêt d'équilibre (Creel et Sterdyniak (1999))**

La règle de Taylor est généralement écrite :  $i = \bar{r} + \pi + \lambda(\pi - \pi^{obj}) + \lambda_y \cdot y$  (1.33), avec  $\lambda, \lambda_y > 0$ , et où  $\bar{r}$  est une constante, censée être le taux réel d'équilibre, c'est-à-dire celui qui assure l'équilibre sur le marché des biens et la stabilité de l'inflation. Mais ceci suppose que  $\bar{r}$  soit stable et parfaitement connu. En fait, la spécification de la règle implique que la Banque centrale n'atteint pas à long terme son objectif d'inflation : une hausse permanente de demande nécessite une hausse permanente du taux réel d'équilibre, qui est rendue possible uniquement par un écart entre  $\pi$  et  $\pi^{obj}$ . Le taux d'inflation d'équilibre dépend de la politique monétaire, de la politique budgétaire et de la demande privée. Pour imposer que le taux d'inflation de long terme soit celui qu'elle désire, la Banque centrale doit avoir une autre règle de comportement. Par exemple,  $i = r + \pi$  où  $r = r_{-1} + \lambda(\pi - \pi^{obj}) + \lambda_y \cdot y$ . Elle augmente le taux d'intérêt réel  $r$  tant que l'inflation est au dessus du niveau désiré. Dans ce cas, cependant, l'économie converge de façon cyclique et non plus monotone vers son équilibre de long terme, ce qui rend plus complexe la formation des anticipations.

L'équilibre de long terme dépend des fonctions de réaction des autorités monétaire et budgétaire. On ne peut supposer exogènes les niveaux de la dépense publique et de l'impôt. Une hausse permanente de  $G$  conduirait à l'explosion de la dette publique. Supposons que l'Etat ajuste les impôts en fonction du niveau passé de la dette publique :  $T = T_0 + f \left( \frac{b_l^G}{I} \right)_{-1}$ ,  $f > 0$  (1.34). La contrainte budgétaire de l'Etat à dette publique stable s'écrit :  $\frac{\bar{b}_l^G}{\bar{I}} = \frac{\bar{G} - T_0}{f - \bar{R}}$ .

La stabilité est assurée si  $f > \bar{R}$ .  $G$ ,  $T$  et  $\frac{b_l^G}{I}$  sont nécessairement interdépendants à long terme : à dette publique stable, on a  $\bar{T} = \bar{G} + \bar{R} \cdot \frac{\bar{b}_l^G}{\bar{I}}$ .

*Eviction et mode de financement*

Lorsque l'économie est au plein-emploi, une hausse permanente des dépenses publiques implique une hausse du taux long réel à long terme pour ajuster la demande globale à l'offre. Cet effet n'est pas le même selon le mode de financement.

Si l'Etat finance la hausse des dépenses publiques par une hausse *ex ante* des impôts ( $\Delta T_0 = \Delta \bar{G}$ ), la hausse du taux long réel vaut  $\frac{\partial \bar{R}}{\partial G} = \frac{1-c}{\sigma}$ . Si l'Etat finance *ex ante* la dépense par

émission de dette uniquement, la dette augmente, ce qui induit une hausse des impôts, jusqu'à ce que ex post :  $\bar{T} = \bar{G} + \bar{R} \cdot \frac{\bar{B}}{I} = T_0 + f \frac{\bar{b}_l^G}{I}$ . La hausse du taux long réel vaut alors au premier

ordre : 
$$\frac{\partial \bar{R}}{\partial \bar{G}} = \frac{1 - c + \kappa / f}{\sigma}$$

A long terme, les dépenses publiques, la dette publique, les impôts et les taux d'intérêt réels sont plus élevés. Le taux d'intérêt augmente avec le stock de dette publique, mais pas avec le déficit (qui est endogène) : pour respecter sa contrainte budgétaire, l'État doit dégager un solde budgétaire primaire positif.

### *Taux d'intérêt et déficit public contracyclique*

Si le déficit public est utilisé par l'Etat pour stabiliser l'activité, les agents ne peuvent anticiper le maintien du triplet  $\left(G, T, \frac{b_l^G}{I}\right)$  courant. En période de faible activité, le déficit est élevé, ce qui impliquerait une dette très élevée à long terme, et inversement en période de forte activité. Tester l'impact positif du déficit sur le taux long réel revient à supposer que les agents anticipent :

- H1. soit que suite à un choc de demande négatif, la politique de stabilisation conjoncturelle augmente la demande globale présente et future, ce qui aurait un effet positif à court terme sur le taux long. Cet effet augmente avec l'inertie du déficit public (les agents anticipant une correction lente du déficit) et l'effet de richesse. Une fois le déficit corrigé, la répartition entre dépense publique et dépense privée d'une part, et le taux réel de long terme d'autre part retrouvent leurs niveaux initiaux.
- H2. soit que toute hausse du déficit est irréversible<sup>54</sup>, et conduira à une augmentation incontrôlée du stock de dette publique et de l'inflation.
- H3. soit que le déficit est dû à une hausse permanente de la dépense publique, qui sera suivie d'une hausse des impôts pour stabiliser la dette publique, et qui donnera lieu à un effet d'éviction une fois l'économie au plein emploi. Les agents anticipent un futur où la dette et les taux réels seront plus élevés à l'équilibre de plein-emploi. Le taux d'intérêt augmente, par anticipation, d'autant plus que l'effet de richesse est important.

Chercher un lien toujours positif entre taux d'intérêt réel et déficit présuppose que toute variation du déficit est le produit d'une politique budgétaire qui aboutira, à long terme, à des niveaux de dépenses et de dette publique trop élevés.

Si le déficit provient d'une baisse des impôts, l'effet sur les taux d'intérêt réels dépend de la façon dont le marché anticipe que sera satisfaite la contrainte budgétaire de l'État : s'il

---

<sup>54</sup> Cela signifie que les agents anticipent qu'il n'y aura pas, suite à un creusement du déficit, de hausse future des impôts ou de baisse des dépenses une fois l'économie retournée au plein emploi, donc que la dette publique augmentera sans cesse. La contrainte budgétaire de l'État serait alors assurée par une politique monétaire passive. Cependant, les estimations de fonctions de réaction montrent que les Banques centrales ont un comportement de lutte contre l'inflation. D'un point de vue théorique, Creel et Sterdyniak (2002) montrent qu'en présence d'un ajustement lent des prix, et d'effets de richesse positifs, l'État doit corriger un niveau élevé de dette, l'économie étant sinon instable. Dans le cas de figure d'une version faible de la Théorie Budgétaire du Niveau des Prix, le taux long réel diminuerait, du fait de l'insuffisance de la réaction de la Banque centrale face à l'inflation. La dette aurait alors un impact négatif sur le taux long réel à moins que les agents ne demandent une prime de risque liée au stock de dette publique et au risque de sa monétisation.

anticipe que l'Etat devra remonter les impôts, l'impact est positif sur les taux réels de long terme, du fait de l'anticipation d'accumulation de dette. S'il anticipe une baisse de la dépense publique future, le niveau de long terme des taux réels doit baisser pour que la hausse de la demande privée compense la baisse de la demande publique (Cohen et Garnier (1991)). Une hausse du déficit peut donc entraîner à la fois une baisse du taux réel de long terme et une hausse du stock de dette publique. La mesure de l'effet d'éviction nécessite de tester l'effet du déficit conjointement avec celui de la part de la dépense publique dans le PIB.

Dans tous les cas, il faut supposer que les ménages ont la capacité de distinguer les variations transitoires des changements permanents de la dépense publique lorsqu'ils forment leur anticipation sur l'évolution des taux courts futurs (Feldstein (1982)).

### *Exemple numérique*

Comment réagissent les autorités budgétaires suite à une baisse de demande privée<sup>55</sup> ? Supposons que l'Etat ajuste sa dépense en fonction de l'écart de production  $G = -y$  (1.35), et qu'il n'y a pas d'effet de richesse. En réponse au choc, la Banque centrale baisse le taux court. L'Etat augmente ses dépenses pour soutenir l'activité, et émet des obligations. Les agents privés savent que le choc de demande privée va se résorber, et que l'accumulation de la dette implique une hausse future des impôts. Ils savent que la politique budgétaire est parfaitement réversible, et prévoient une hausse progressive du taux court au fur et à mesure que l'inflation retourne vers sa cible. Le taux long baisse moins que le taux court, et l'écart entre taux long et taux court augmente. On observe temporairement une hausse des dépenses publiques et une baisse du taux long réel : il n'y a pas d'effet d'éviction.

On peut s'écarter de ce schéma de trois façons.

i) Les dépenses publiques sont inertes et reviennent lentement à leur niveau initial. Supposons que :  $G = 0,7G_{-1} - y$ . Dans ce cas, la politique budgétaire a un impact spécifique sur les taux longs qui baissent moins que dans le schéma précédent, en raison de l'inertie des dépenses publiques.

Les agents anticipent qu'une fois le choc passé, la dépense publique sera temporairement trop élevée, entraînant une remontée plus rapide du taux court. Dans le long terme, il n'y a cependant pas éviction (cf. Tableau 1-4).

ii) La dette publique détenue a un impact sur le niveau de la demande privée :  $\kappa = 0,1$ . Les taux longs respectivement nominal et réel baissent moins que dans le cas standard, puisque la dette a un effet positif sur la demande globale, donc sur l'inflation et les taux courts futurs. Cet effet est retardé, du fait de la dynamique d'accumulation de la dette publique.

iii) La politique monétaire réagit plus fortement à l'inflation :  $\lambda = 0,7$ . Le taux court baisse plus que dans le cas standard, ce qui se répercute sur le taux long. A court terme, la baisse du taux d'intérêt dépend des coefficients de réaction de la Banque centrale à l'inflation et à l'écart de production.

---

<sup>55</sup> On suppose que le choc vaut :  $x_t = -1$ , pour  $t = 1$  et  $x_t = 0$  pour  $t > 1$ .

Tableau 1-4. Effet d'une baisse temporaire de la demande privée de 1%

période	Cas standard		Inertie de G		Effet richesse		Forte réaction à l'inflation	
	1	2	1	2	1	2	1	2
$y$	-0,41	0,03	-0,42	0,15	-0,41	0,05	-0,40	0,04
$G$	0,41	-0,03	0,42	0,15	0,41	-0,05	0,40	-0,04
$i$	-0,51	-0,27	-0,52	-0,13	-0,51	-0,25	-0,54	-0,29
$I$	-0,42	-0,26	-0,39	-0,13	-0,42	-0,24	-0,45	-0,28
$\pi_{LT}^a$	-0,06	-0,10	-0,06	-0,08	-0,06	-0,10	-0,06	-0,10
$R$	-0,36	-0,16	-0,32	-0,05	-0,35	-0,14	-0,39	-0,19

Notes : On simule le modèle composé des équations (1.21), (1.23) à (1.29), (1.33) à (1.35), avec  $\rho = R = G = T = b_l^G = b = d = y = 0$ ,  $\pi = \pi^{obj} = i = I = 2\%$ ,  $a = \lambda = \lambda_y = \sigma = c = 0,5$ ;  $\omega = 0,7$ ;  $f = 0,1$ . Les résultats sont donnés en écart au compte central. Source : calculs de l'auteur.

Les politiques budgétaires de régulation macroéconomique ont un impact à court terme sur les taux réels. Cet impact doit être différencié de l'impact de long terme résultant par exemple de niveaux de dette ou de dépenses publiques trop élevés. Seuls ces derniers conduisent à un effet d'éviction. Un déficit donné n'a donc pas le même impact sur les taux d'intérêt selon que les agents anticipent qu'il est permanent ou transitoire. Dès lors, les agents doivent formuler des anticipations sur la politique budgétaire, mais aussi sur le comportement futur des ménages et des entreprises. Cela pose aussi la question du passage du court terme au long terme.

#### Du court terme au long terme

La distinction entre effet à court terme et effet à long terme de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt pose la question de l'importance de la représentation du long terme dans la formation des anticipations. Considérons l'équation (1.13). Pour un taux d'intérêt à dix ans dont la moyenne passée vaut 7,7815%, les poids attribués aux taux courts actuel (année 1) et futurs sont les suivants<sup>56</sup> :

année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
poids	0,14	0,13	0,12	0,11	0,10	0,09	0,09	0,08	0,07	0,07

Le poids de chaque taux court futur anticipé décroît avec l'horizon de prévision, suivant une distribution exponentielle tronquée.

<sup>56</sup> Nous avons pris pour exemple la valeur moyenne du taux à dix ans sur les obligations du Trésor américain entre octobre 1979 et septembre 2005.

Reprenons maintenant l'exemple ci-dessus d'une baisse temporaire de 1% de la demande privée. Les agents anticipent une succession d'équilibres de court terme pour déterminer le niveau des taux courts futurs. Selon la théorie néoclassique, le retour à l'équilibre de long terme est très rapide, les prix étant supposés s'ajuster très rapidement. Si les agents forment leurs anticipations selon cette représentation de l'économie, ils calculent le niveau du taux court réel compatible avec l'équilibre sur le marché des biens et y ajoutent une anticipation d'inflation (normalement la cible d'inflation de la Banque centrale). Le niveau du taux d'intérêt n'étant pas affecté à long terme, le taux long courant doit très peut bouger. Par contre, en cas de choc affectant le taux d'intérêt d'équilibre, l'ajustement des anticipations des agents implique pour le taux long un nouveau niveau proche de son niveau à long terme. On retrouve les résultats de Turnovsky (1989)<sup>57</sup>.

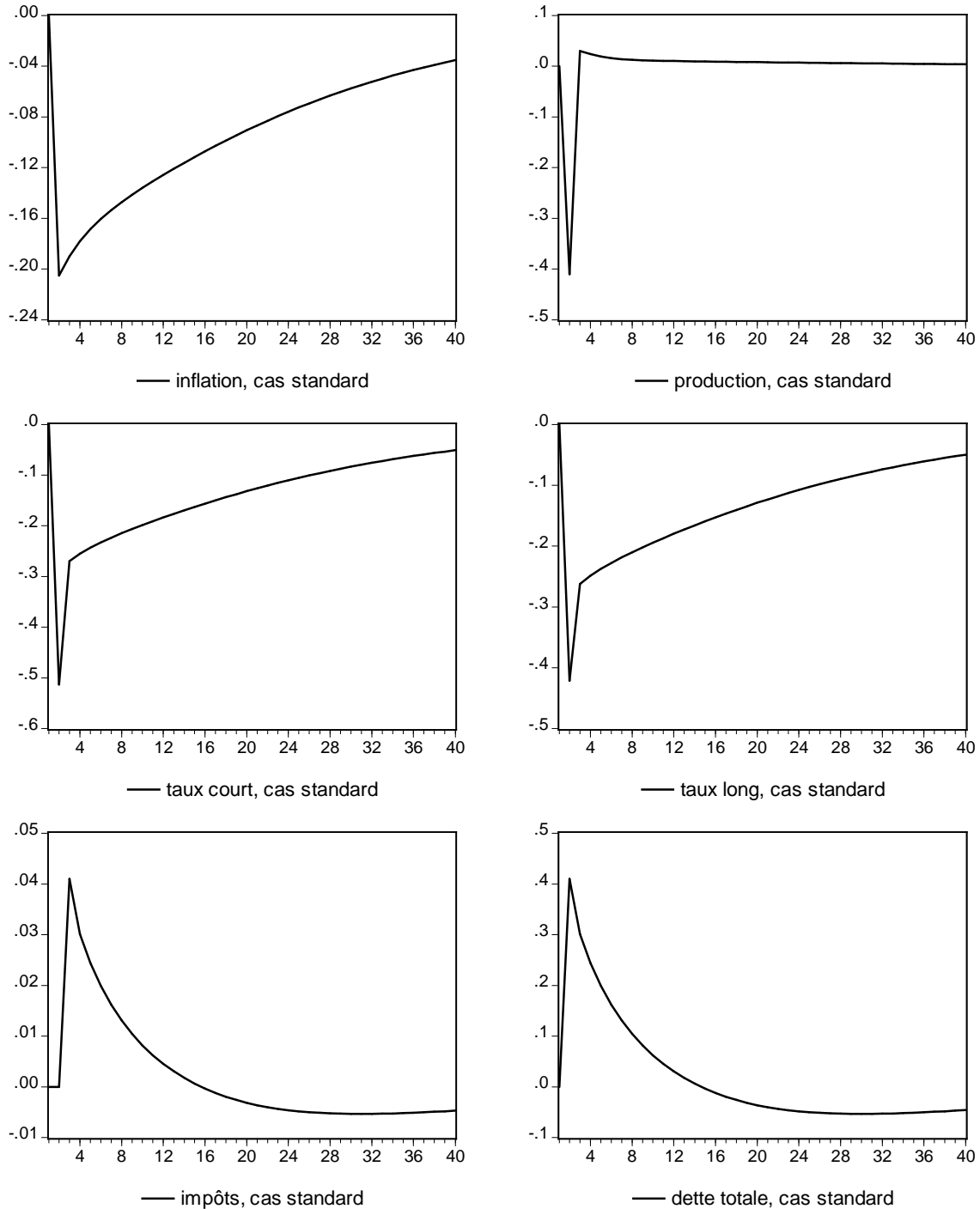
Or, du fait de l'ajustement lent des prix sur le marché des biens et du stock de dette, le retour à l'équilibre de long terme peut être long (cf. Graphique 1-1, simulation trimestrielle). Le poids des taux courts futurs étant décroissant avec l'horizon de prévision, cela implique que la connaissance du niveau à long terme du taux long n'est pas déterminante dans la formation des anticipations. Ce sont la succession des équilibres de court terme et la nature des chocs qui importent.

---

<sup>57</sup> Turnovsky (1989) soutient notamment que l'énigme de la forte volatilité des taux longs (Shiller (1979)) s'explique en partie par l'occurrence de chocs permanents non anticipés de politique budgétaire.

Graphique 1-1. Effet d'une baisse transitoire de 1% de la demande privée

choc transitoire, cas standard



Source : calculs de l'auteur.

#### 1.2.2.4. Endettement des entreprises, patrimoine désiré et taux d'intérêt

Lorsque l'équivalence ricardienne ne tient pas, la dette publique a un impact sur les taux d'intérêt en régime classique. La dette publique détenue par les ménages fait partie de leur patrimoine. Une hausse exogène de la dette a un effet positif sur les taux d'intérêt, nécessaire pour amener les ménages à détenir la dette publique additionnelle. Par contre, si la hausse de la dette publique répond à une volonté d'augmentation des actifs détenus par les ménages, ou de désendettement des entreprises, l'effet sur les taux d'intérêt peut être nul (Creel et Sterdyniak (1995)).

Supposons que les agents privés désirent détenir un niveau net d'actifs financiers non risqués valant, en pourcentage du PIB :  $\tilde{W} = h_1 + h_2 R^a$  où  $R^a = I - \pi_{LT}^a$  est le taux long réel anticipé. L'équation (1.27) s'écrit maintenant<sup>58</sup>  $d = (1-\tau)Y + (1-\pi)b_{l-1}^G - \pi \cdot \frac{b_{l-1}^G}{I} + \tilde{\kappa} \left( \frac{b_l^G}{I} - \tilde{W} \right)$ , où  $(1-\pi)b_{l-1}^G$  sont les intérêts réels sur la dette perçus par les ménages, et où le terme  $-\pi \cdot \frac{b_{l-1}^G}{I}$  représente la dépréciation du patrimoine financier des ménages due à l'inflation. Les revenus sont taxés au taux  $\tau$ .

L'équilibre du compte de l'Etat impose qu'en équilibre stable  $\tau Y = G + R \tilde{W}$ . On suppose que l'État ajuste les dépenses publiques pour satisfaire sa contrainte budgétaire d'une part, et pour atteindre un objectif de niveau de dette publique  $b_l^{G,obj}$  d'autre part. La fonction de réaction des autorités budgétaires s'écrit maintenant :

$$G = \tau Y - (1-\pi)b_{l-1}^G + \pi \cdot \frac{B_{-1}}{I} + \tilde{f} \cdot \left( b_l^{G,obj} - \frac{b_l^G}{I} \right); \tilde{f} > 0 \text{ est la vitesse d'ajustement du déficit.}$$

Suite à une hausse du patrimoine désiré des ménages (ici, une hausse de  $h_1$ ), l'État a deux stratégies possibles. La première consiste à ajuster la dépense publique pour faire baisser le taux long réel, de telle sorte que les ménages désirent *in fine* détenir le stock de dette publique objectif  $b_l^{G,obj}$ . Dans ce cas, le taux d'intérêt d'équilibre vaut :  $R = (b_l^{G,obj} - h_1) / h_2$ . La baisse de la dépense publique fait baisser le taux d'intérêt réel et le stock d'actifs désiré par les ménages. Dans le même temps, la baisse du PIB à court terme induit une baisse plus importante des recettes fiscales, qui entraîne une hausse de la dette publique. A long terme, le taux long réel est plus faible et la dette publique revient à son niveau d'origine  $b_l^{G,obj}$ . La baisse de la charge d'intérêt permet à l'État d'accroître son niveau de dépenses. On observe donc à court terme une hausse du stock de dette publique parallèlement à une baisse des taux d'intérêt réels, et, dans le long terme, une baisse des taux réels parallèlement à un niveau inchangé de dette publique. Le point délicat est que l'Etat n'a aucune garantie sur le niveau de taux d'intérêt réel correspondant à son objectif de dette publique.

Le gouvernement peu aussi choisir d'accepter un déficit jusqu'à ce que la dette publique atteigne le nouveau niveau d'actifs non risqués désiré par les ménages, en maintenant le taux d'intérêt initial jugé optimal. A court terme, l'État accroît sa dépense et la dette augmente. A long terme, la dette se stabilise au niveau désiré par les ménages. L'État doit diminuer ses dépenses courantes pour faire face à la hausse des intérêts sur sa dette. Les taux d'intérêt réels et nominaux retournent à leurs niveaux d'origine.

Une hausse du niveau de la dette publique n'entraîne pas systématiquement une hausse du taux d'intérêt réel. La prise en compte des comportements privés de détention des actifs

---

<sup>58</sup> Voir Creel (2002) pour une justification de la fonction de consommation utilisée.

financiers et d'endettement est essentielle pour expliquer le niveau de long terme des taux d'intérêt.

## Annexe 1.A. Taux court futur et variance des chocs

Soit le modèle suivant :

$$\begin{cases} \pi_t = \pi_{t-1} + a.y_t + \omega_t \\ y_t = -\sigma(i_t - \pi_t) + \varepsilon_t \\ i_t = \pi_t + \lambda(\pi_t - \pi^{obj}) \end{cases} \text{ avec } (a, \sigma, \lambda) > 0$$

$\pi$  est le taux d'inflation,  $y$  l'écart de production et  $\pi^{obj}$  la cible d'inflation de la Banque centrale.  $\omega_t$  et  $\varepsilon_t$  sont des chocs transitoires d'espérance nulle de variances respectives  $\sigma_\varepsilon^2$  et  $\sigma_\omega^2$ . La résolution du modèle en fonction de l'inflation en  $t-1$  et des chocs en  $t$  donne :

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} + a\lambda\sigma\pi^{obj} + a\varepsilon_t + \omega_t}{1 + a\lambda\sigma}$$

$$i_t = \frac{1 + \lambda}{1 + a\lambda\sigma} [\pi_{t-1} + a\varepsilon_t + \omega_t] + \frac{\lambda(a\sigma - 1)}{1 + a\lambda\sigma} \pi^{obj}$$

Le taux court futur anticipé pour  $t+j$  vaut :

$$E_t i_{t+j} = (1 + \lambda) E_t \pi_{t+j} - \lambda \pi^{obj}$$

$$= (1 + \lambda) \left[ \frac{(\pi_{t-1} + a\varepsilon_t + \omega_t + a\lambda\sigma\pi^{obj})}{(1 + a\lambda\sigma)^{j+1}} + \sum_{s=1}^j \frac{a\lambda\sigma\pi^{obj}}{(1 + a\lambda\sigma)^s} \right] - \lambda \pi^{obj}$$

Sa variance vaut :

$$\sigma_{i:t+j}^2 = \left( (1 + \lambda) \frac{(a\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)}{(1 + a\lambda\sigma)^{j+1}} \right)^2$$

Supposons  $\lambda > 0$ . En  $t$ , la variance du taux court augmente avec  $\lambda$  si  $a\sigma < 1$ , puisqu'on a :

$$\frac{\partial \sigma_{i,t}^2}{\partial \lambda} = \frac{2(1 + \lambda)(1 - a\sigma)}{(1 + a\lambda\sigma)^3} (a\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)$$

Pour  $j \geq 1$ , la variance du taux court futur est décroissante quand  $\lambda > 0$ , puisque  $(1 + a\lambda\sigma) > 1$ .

## Chapitre deuxième

### Communication et anticipations de la politique monétaire future



## Introduction

Depuis le début des années 1990, la communication des Banques centrales a fortement évolué. La transparence des Banques centrales a augmenté<sup>1</sup> (Eijffinger et Geraats (2006)). Elles communiquent ainsi sur l'orientation de leur politique future, tandis qu'auparavant, un niveau élevé d'opacité était la règle dans la plupart d'entre elles<sup>2</sup>.

Le passage d'un régime avec inflation élevée dans les années 1970 à un régime où prévaut un faible niveau d'inflation dans les années 1990-2000 implique en effet des changements dans la pratique de la politique monétaire. Pour influencer la demande par le canal des taux longs, et stabiliser les anticipations d'inflation à long terme, la Banque centrale peut soit modifier immédiatement fortement son taux court, soit étaler les variations du taux court dans le temps. Les arbitrages sur le marché obligataire assurent alors la transmission des décisions de politique monétaire du taux court vers les taux longs. Or les Banques centrales ont de l'aversion à faire fortement varier leur taux court. Dans le cas où la Banque centrale choisit une politique monétaire graduelle, elle peut influencer les anticipations de taux courts futurs, donc les taux longs, du fait de la crédibilité dont elle dispose sur les marchés financiers concernant sa volonté de lutte contre l'inflation, et par la communication sur sa politique monétaire future. Or la crédibilité des Banques centrales paraît établie, suite au mouvement de désinflation dans les années 1980 dans les pays développés, accompagné par la mise en place de l'indépendance des Banques centrales. Dans ce chapitre, nous nous focalisons donc sur la communication de la Banque centrale portant sur sa politique future.

La communication des Banques centrales sur leur politique monétaire future peut avoir plusieurs avantages<sup>3</sup> : elle réduit les délais de transmission de la politique monétaire ; la réaffirmation régulière de l'objectif de stabilité de l'inflation renforce la crédibilité de la Banque centrale, ce qui lui donne plus de flexibilité pour répondre à des chocs à court terme (King (1997)) ; la communication réduit aussi l'incertitude sur les marchés financiers, donc les coûts de financement.

Empiriquement, il apparaît que la plus grande transparence des Banques centrales facilite la prévision par le marché du taux court futur. Par exemple, pour les Etats-Unis Lange *et al.* (2003) trouvent une hausse de la prédictibilité de la politique monétaire du FOMC. Swanson (2006) montre que les prévisions de taux d'intérêt se sont améliorées suite à la hausse progressive de la transparence du FOMC<sup>4</sup>, mais pas celles d'inflation et de production.

---

<sup>1</sup> Cela s'est traduit par la publication des objectifs des autorités monétaires, par l'annonce des décisions prises, des projections sur les principales variables économiques ainsi que par la clarification des stratégies de politique monétaire. Plusieurs Banques centrales ont adopté une stratégie de ciblage de l'inflation. Les Banques centrales de Nouvelle Zélande, du Canada, du Royaume-Uni et de Suède publient leur cible d'inflation ainsi que des projections des variables économiques déterminantes pour la conduite de la politique monétaire. La Banque Centrale Européenne, la Réserve Fédérale des Etats-Unis, la Banque du Japon et celle de Suisse ont opéré des changements similaires, qui se sont traduits par la publication périodique de communiqués portant sur les décisions du niveau courant du taux directeur et les prévisions d'inflation, ainsi que la publication de rapports sur l'état de l'économie.

<sup>2</sup> Sur ce sujet, Goodfriend (1986) discute les justifications de l'opacité de la Réserve Fédérale américaine. Celle-ci est justifiée par le fait qu'il serait trompeur d'informer les marchés de décisions qui n'ont pas encore été prises (Blinder *et al.* (2001)).

<sup>3</sup> Voir Blinder *et al.* (2001), Bernanke (2004).

<sup>4</sup> Publication des *minutes* à partir de 1993, annonce officielle du contrôle du taux d'intérêt en 1994.

Si les Banques centrales communiquent sur leur politique future, elles refusent néanmoins d'annoncer explicitement aux agents privés le niveau futur du taux de refinancement, autrement dit de quantifier la politique monétaire future<sup>5</sup>. Plus précisément, elles indiquent un biais de politique monétaire, c'est-à-dire s'il y a plus de probabilité que le taux court monte, descende, ou reste constant à l'avenir. Or d'après Faust et Svensson (2002), lorsque la Banque centrale suit une politique discrétionnaire, elle peut choisir la transparence<sup>6</sup> maximale ou l'opacité. Selon Rudebusch et Williams (2006), les Banques centrales devraient annoncer clairement une trajectoire pour leur taux de refinancement futur. Ce chapitre a donc pour objectif d'apporter des éléments de réponse à la question : les Banques centrales doivent-elles annoncer clairement leur politique future ?

Dans une première partie, nous exposons les arguments expliquant pourquoi les Banques centrales refusent d'annoncer à l'avance leur politique future de façon explicite. Puis nous proposons une version modifiée du modèle de Morris et Shin (2002) dans lequel les agents sur le marché obligataire se focalisent sur l'information communiquée par la Banque centrale en fonction de la précision de la communication de cette information. Dans ce modèle, la Banque centrale peut annoncer plus ou moins précisément sa politique monétaire future au marché, quelle que soit la qualité de l'information dont elle dispose. Selon les configurations, elle aura alors intérêt à annoncer parfaitement sa politique future, à être totalement opaque, ou bien à annoncer de façon imprécise son taux court futur.

Nous nous demandons ensuite dans quelle mesure la communication des Banques centrales sur leur politique monétaire future a un effet sur les anticipations des agents. La deuxième partie porte sur l'étude de la communication de la Réserve Fédérale américaine et de la Banque Centrale Européenne aux marchés. La construction d'indicateurs du biais de la politique monétaire future contenu dans les déclarations des Banques centrales doit nous permettre de distinguer l'effet des décisions de celui des annonces de politique monétaire future sur la structure par terme des taux d'intérêt. Il apparaît que la structure par terme des taux d'intérêt en Zone Euro et aux Etats-Unis évolue bien en fonction des surprises de politique monétaire et de la communication sur la politique future.

## 2.1. De l'imprécision de la communication de la Banque centrale sur sa politique future

Suite à des chocs, les Banques centrales ajustent leur taux court pour stabiliser l'inflation et la production à leur cible. Le taux court est ajusté graduellement au court du temps. Cependant, les marchés financiers, qui cherchent à anticiper la politique monétaire, peuvent se tromper, par exemple en anticipant que le taux court ne sera plus changé dans le futur, tandis que les autorités monétaires prévoient un ajustement futur du taux court. Or les prix des actifs financiers constituent un canal important de transmission de la politique monétaire. Si les marchés anticipent mal la politique monétaire future, cela peut empêcher la Banque centrale

---

<sup>5</sup> La Banque centrale de Nouvelle Zélande et celle de Norvège publient des projections du sentier futur du taux directeur à un horizon de temps déterminé (2 ans). Ces projections sont conditionnelles à l'évolution de l'économie. Voir Archer (2005), Svensson (2006a).

<sup>6</sup> Les auteurs définissent la transparence comme le degré de capacité d'inférence des intentions de la Banque centrale par les agents privés.

d'atteindre ses objectifs. Celle-ci a donc intérêt à communiquer sur sa politique future, pour guider les anticipations des agents, et atteindre ses objectifs.

Dans la section 2.1.1 nous exposons les raisons expliquant le gradualisme de la politique monétaire. Annoncer à l'avance sa politique future serait alors un moyen supplémentaire pour une Banque centrale d'orienter les marchés financiers de sorte à atteindre ses objectifs. Cependant, les Banques centrales pratiquent généralement le signalement implicite, qui consiste à informer indirectement le public sur la politique monétaire future (Rudebusch et Williams (2006)). Les sections 2.1.2 et 2.1.3 exposent les arguments expliquant ce comportement.

### 2.1.1. Le gradualisme de la politique monétaire

On constate empiriquement que les Banques ajustent le taux d'intérêt de court terme de façon graduelle (cf. par exemple Clarida *et al.* (1998) ; Amato et Laubach (1999) ; Goodhart (1999) ; Clarida *et al.* (2000) ; Sack (2000)). Les Banques centrales lissent l'évolution du taux court pour plusieurs raisons.

La Banque centrale (BC) ne peut augmenter fortement le taux court, le risque étant sinon de déstabiliser les marchés. Plus précisément, les autorités monétaires ont de l'aversion à de trop amples variations du taux court. Lorsque la Banque centrale réagit à une accélération de l'inflation, elle préfère monter graduellement son taux court pour ne pas déstabiliser le système bancaire (les banques commerciales devant alors emprunter à un taux supérieur à celui auquel elles ont prêté à leurs clients – Goodfriend (1987) ; Cukierman (1991)). En diminuant la variabilité du taux directeur, les Banques centrales diminuent aussi la volatilité des prix des actifs financiers. En changeant le niveau du taux d'intérêt progressivement, donc de façon prévisible, et en minimisant la probabilité d'un changement de direction, la Banque centrale peut réduire la volatilité financière ; ceci favorise une baisse de la prime de risque. La demande dépend des taux d'intérêt de long terme et ces derniers sont des variables forward-looking. De ce fait, une politique monétaire graduelle faite de petits ajustements du taux court a un effet important sur les taux longs, donc la demande (Levin *et al.* (1998) ; Rudebusch (2002b)). La stratégie optimale de la Banque centrale consiste donc à ajuster le taux court graduellement et à annoncer de futures augmentations, de façon à obtenir immédiatement l'effet désiré sur les taux longs<sup>7</sup>.

Cependant, la BC n'est pas certaine de sa politique future. Elle fait face à de l'incertitude sur la structure de l'économie, ainsi que sur l'état courant de l'économie. La Banque centrale

---

<sup>7</sup> Rudebusch (2002b) et Cobham (2003) soutiennent l'idée opposée selon laquelle les Banques centrales ajustent parfaitement le taux court à des chocs qui sont persistants, ce qui expliquerait l'inertie des taux constatée empiriquement. Rudebusch justifie son approche par le fait que la structure par terme des taux d'intérêt ne permettrait pas de prévoir les actions futures de la Réserve Fédérale : il reprend le résultat de Kuttner (2001) selon lequel les surprises ont le même effet sur la variation des taux sur futurs de Fed Funds quel que soit l'horizon considéré. Plus précisément, l'équation estimée est  $\Delta i_{t+n}^a = \alpha_1 + \beta_2 \cdot \Delta FF_t^a + \beta_3 \cdot \Delta FF_t^{na}$  où  $i_{t+n}^a$  est le taux anticipé à 1 mois dans  $n$  mois, et Kuttner trouve que  $\beta_3$  est positif, significatif et constant quel que soit  $n$ . Cela impliquerait que les surprises ne donnent de l'information que sur le niveau futur du taux court, et non sur ses variations futures : une hausse de 1 point élève l'ensemble des taux anticipés de  $\beta_3$  point. Nous avons procédé à des estimations identiques à celles de Kuttner, mais sur une période plus récente. Nous trouvons que l'effet des surprises sur les taux courts futurs anticipés est moins important lorsque l'horizon  $n$  augmente, ce qui accrédite l'idée selon laquelle les marchés anticipent les variations futures du taux court, donc un ajustement graduel de ce dernier (cf. Annexe 2.A).

ne connaît pas non plus parfaitement la façon dont l'économie est affectée par les variations de taux d'intérêt, d'autant plus que les délais de transmission sont incertains (Goodhart (1999) ; Sack (2000)). Par ailleurs, l'occurrence de chocs non anticipés peut conduire la Banque centrale à revoir sa politique : l'effet des variations passées du taux court peut être suffisant ou au contraire trop faible, et pousser la Banque centrale à ne pas mettre en œuvre la politique annoncée précédemment. Cela minerait la crédibilité de la Banque centrale, d'autant plus que la variabilité du taux court pourrait être interprétée comme le résultat de politiques erronées ou incohérentes (Goodhart (1999)). Plus précisément, des changements de direction de la politique monétaire trop fréquents entretiendraient la confusion parmi les agents. Les autorités monétaires doivent donc faire un arbitrage délicat entre être précises (pour influencer effectivement les taux longs) ou être imprécises (pour ne pas se décrédibiliser si le futur ne correspond pas à l'annonce).

Considérons l'économie suivante :

$$(2.1) \quad y_t = -\sigma(R_t^a - \bar{R}) + d_t$$

$$(2.2) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + a y_t + \omega_t$$

$$(2.3) \quad I_t = \gamma_n I_{t+1}^{(n);a} + (1 - \gamma_n) i_t$$

$$(2.4) \quad \pi_{LT,t}^a = \gamma_n E_t \pi_{LT,t+1}^a + (1 - \gamma_n) \pi_t$$

$$(2.5) \quad R_t^a = I_t - \pi_{LT,t}^a$$

L'écart de production dépend négativement de l'écart entre le taux d'intérêt réel de long terme  $R_t^a$  et le taux long réel  $\bar{R}$  compatible avec l'équilibre sur le marché des biens, et positivement d'un indicateur de demande privée  $d_t$  (équation (2.1)). L'inflation évolue selon une courbe de Philips augmentée des anticipations, et est affectée par des chocs d'offre  $\omega_t$  (équation (2.2)). Le taux long nominal dépend du taux long nominal futur anticipé et du taux court nominal courant, et l'inflation de long terme anticipée est calculée de la même façon (équations (2.4) et (2.5)).

La Banque centrale fixe le taux court nominal de sorte à minimiser la fonction de perte :

$$(2.6) \quad L_{BC,t} = (\pi_t - \pi^{obj})^2 + \alpha_y y_t^2 + \alpha_{inst} (\Delta i_t)^2$$

La minimisation de (2.6) implique :

$$(2.7) \quad i_t = i_{t-1} + \frac{\sigma(1 - \gamma_n)}{\alpha_{inst}} [\alpha_y y_t + a(\pi_t - \pi^{obj})]$$

En combinant (2.3) et (2.4) il vient :

$$(2.8) \quad R_t = \gamma_n R_{t+1}^a + (1 - \gamma_n) r_t$$

Si La Banque centrale n'a pas d'aversion à faire fortement varier son taux d'intérêt ( $\alpha_{inst} = 0$ ), en combinant (2.1) et (2.7) dans (2.8), et en supposant que les agents anticipent que la Banque centrale minimisera sa fonction de perte en  $t+1$  suivant (2.6) et (2.7), on obtient la fonction de réaction de la Banque centrale :

$$(2.9) \quad i_t = \bar{R} + \pi_t + \frac{1}{\sigma(1 - \gamma_n)} \left[ d_t - \gamma E_t d_{t+1} + a \left( \frac{1}{\alpha_y} - \frac{\gamma_n}{\alpha_y + a^2} \right) (\pi_t - \pi^{obj}) - \frac{a \gamma_n}{\alpha_y + a^2} E_t \omega_{t+1} \right]$$

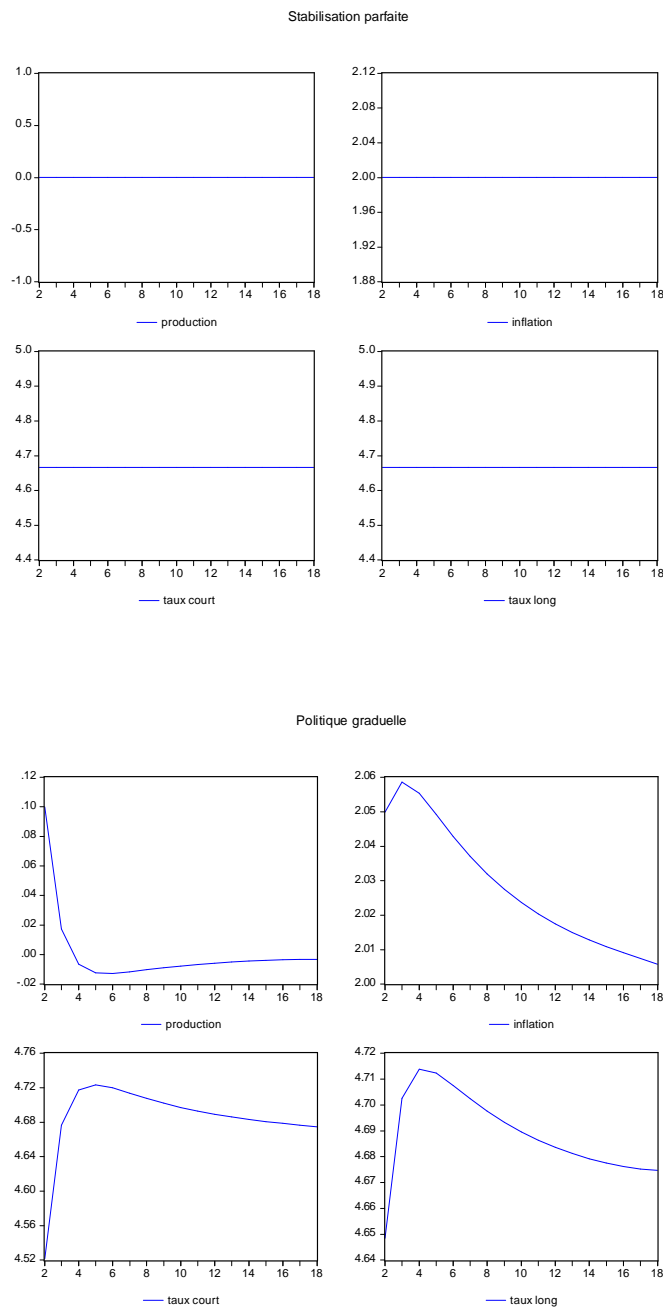
Si la Banque centrale ne souhaite pas faire varier fortement son taux court, on obtient la fonction de réaction suivante :

$$(2.10) \quad i_t = \bar{R} + \pi_t + \frac{1}{\sigma(1-\gamma_n)} \left[ d_t - \gamma_n E_t d_{t+1} + \frac{a}{\alpha_y} (\pi_t - \pi^{obj} - \gamma_n (E_t \pi_{t+1} - \pi^{obj})) - \frac{\alpha_{msl}}{\sigma(1-\gamma_n)} (i_t - i_{t-1} - \gamma_n (E_t i_{t+1} - i_t)) \right]$$

Le taux court dépend des chocs courant et futur anticipé, et des écarts de l'inflation courante et future anticipée à la cible. Lorsque la politique monétaire est graduelle, le taux court dépend aussi de la variation passée du taux court, donc de l'histoire passée de la politique monétaire, et de la variation future du taux court. En ce sens, la Banque centrale doit décider d'une séquence de taux courts futurs pour fixer le niveau courant de son instrument. Elle doit aussi tenir compte des décisions prises dans le passé. Elle ajuste graduellement son taux court.

Supposons un choc de demande permanent de 1% en  $t$ . Lorsque la Banque centrale n'a pas d'aversion à faire fortement varier son taux court, elle augmente immédiatement son taux de sorte à parfaitement compenser la hausse autonome de demande privée par une hausse du taux long réel (cf. Graphique 2-1). En cas de politique graduelle, la Banque centrale monte progressivement son taux court. La production et l'inflation augmentent légèrement dans un premier temps, puis le ralentissement de l'activité permet de ramener progressivement l'inflation à la cible.

Graphique 2-1. Choc de demande permanent



Notes :  $\sigma = 1,5$ ;  $a = 0,5$ ;  $\alpha_y = 5$ ;  $\gamma_n = 0,7$ ;  $\bar{R} = 2$ ;  $\pi^{obj} = 2$ ;  $d_t = 1$ . Politique graduelle :  $\alpha_{inst} = 0,1$ .

Source : calculs de l'auteur.

### 2.1.2. L'imprécision des annonces portant sur l'orientation future de la politique monétaire

Selon nous, il existe cinq raisons expliquant pourquoi les Banques centrales refusent de s'engager explicitement sur le niveau futur du taux court : il n'est pas certain que les membres du comité décisionnaire puissent se mettre d'accord sur la trajectoire future du taux d'intérêt, d'autant plus qu'ils font face à de l'incertitude sur l'effet du taux court sur l'économie ; les

Banques centrales ne sont pas forcément disposées à assumer une politique de lutte contre l'inflation ayant pour conséquence une hausse du chômage ; les agents considéreraient toute annonce de politique future comme un engagement inconditionnel de la Banque centrale à suivre la politique annoncée ; la Banque centrale subit de l'incertitude sur les chocs économiques futurs ; les agents privés se focaliseraient sur l'annonce de la Banque centrale au détriment de leur information privée, ce qui diminuerait le bien-être social si la précision de l'information dont dispose la Banque centrale est faible relativement à celle dont disposent les agents privés.

### 2.1.2.1. La politique socialement inacceptable

Les Banques centrales ont intérêt à être opaques dans la définition de leur politique future puisqu'en cas de risque d'inflation, l'augmentation du taux d'intérêt a des effets négatifs sur la production et l'emploi. Lorsque le taux d'inflation augmente suite à des chocs, les autorités monétaires augmentent le taux court afin de contrôler la hausse des prix. La hausse du taux d'intérêt entraîne une diminution de la production et une augmentation du taux de chômage. Reprenons le modèle suivant :

$$(2.11) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + ay_t + \omega_t$$

$$(2.12) \quad y_t = -\sigma(i_t - \pi_t) + \varepsilon_t$$

$$(2.13) \quad i_t = \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*)$$

L'inflation suit une courbe de Philips augmentée des anticipations et  $\omega_t$  est un choc d'offre. L'output gap dépend négativement du taux d'intérêt réel plus un choc de demande  $\varepsilon_t$ . La Banque centrale réagit à un écart positif de l'inflation à sa cible en augmentant son taux d'intérêt afin de stabiliser l'inflation. On suppose  $\alpha, a, \sigma > 0$ . Après quelques manipulations on obtient :

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} + \alpha a \sigma \pi^* + a \varepsilon_t + \omega_t}{1 + \alpha a \sigma} \text{ et } y_t = -\alpha \sigma \left( \frac{\pi_{t-1} + \alpha a \sigma \pi^* + a \varepsilon_t + \omega_t}{1 + \alpha a \sigma} - \pi^* \right) + \varepsilon_t$$

D'où :

$$(2.14) \quad \frac{\partial y_t}{\partial \omega_t} = \frac{-\alpha \sigma}{1 + \alpha a \sigma} < 0$$

Suite a un choc d'offre positif, la Banque centrale augmente son taux d'intérêt afin de stabiliser le taux d'inflation, ce qui entraîne une baisse de la production et une augmentation du taux de chômage. Ainsi, les actions projetées de la Banque centrale concernant la politique monétaire future pourraient ne pas être socialement acceptables. On peut cependant penser que le fort engagement des Banques centrales à lutter contre l'inflation depuis la fin des années 1970 et l'indépendance qui leur a été accordée impliquent qu'elles sont disposées à assumer une telle politique dès lors qu'elle permet de contenir l'inflation.

### 2.1.2.2. Incertitude sur les effets de la politique monétaire et les chocs

Il existe un débat sur la possibilité d'annoncer une trajectoire future pour le taux court. Il est en effet délicat pour les autorités monétaires de calculer une trajectoire future pour le taux court. Plus précisément, celles-ci sont confrontées à l'incertitude sur l'impact de la politique monétaire, d'autant plus que la structure de l'économie évolue au cours du temps (Brainard

(1967)). Selon Sack (1998), la Banque centrale, en adoptant une politique graduelle, obtient des informations sur l'impact de la politique monétaire sur l'activité. Elle ne peut donc pas décider à l'avance quelle sera la trajectoire future du taux court en  $t+1$ ,  $t+2$ ..., alors même qu'elle ignore, à la période  $t$  quel est l'impact d'une variation du taux court sur l'activité. Ce point est renforcé par la présence de délais de transmission des décisions de politique monétaire à l'activité. Dès lors, la Banque centrale met en œuvre une politique graduelle mais ne peut annoncer avec précision sa politique future, d'où l'annonce d'un biais.

Il est aussi difficile pour la Banque centrale d'annoncer l'orientation de sa politique future du fait de l'incertitude sur les chocs affectant l'économie. Supposons qu'elle anticipe un choc futur (une chute de la bourse, par exemple). Elle ne connaît pas forcément l'ampleur du choc, le délai avant qu'il ne se produise, et son effet sur l'économie. La Banque centrale n'est donc pas en mesure de choisir et divulguer aux agents privés, à la période courante, une trajectoire pour le taux court futur lui permettant d'atteindre ses objectifs d'inflation et d'output gap à l'horizon choisi.

En supposant que chaque membre du comité de politique monétaire a une idée précise sur l'impact de la politique monétaire sur l'économie, on peut définir (Svensson (2006a)) une procédure permettant de décider de la trajectoire future souhaitée par la Banque centrale<sup>8</sup>. Mishkin (2004) et Goodhart (2001) défendent le point de vue opposé : d'après Goodhart, même si les membres du comité de politique monétaire ont une préférence sur la trajectoire des taux futurs, il existerait une infinité de trajectoires possibles pour atteindre la cible d'inflation souhaitée selon l'horizon choisi. Il serait alors difficile de trouver un processus de coordination capable de concilier les différents points de vue des membres du comité de politique monétaire sur cette question.

### 2.1.2.3. Inconditionnalité des annonces

Le signalement implicite peut être expliqué par la volonté des Banques centrales de ne pas s'engager explicitement sur la politique monétaire future et de se retrouver dans une situation où elles reviendraient sur leur engagement, ce qui minerait leur crédibilité (Goodhart (1999) ; Goodhart (2001)).

Le signalement implicite permet de réduire l'incertitude avant le comité de politique monétaire suivant, d'où une baisse de la volatilité des taux d'intérêt. Néanmoins, un signal trop clair pourrait être interprété comme un engagement, de la part des autorités monétaires, d'agir en accord avec ce qu'elles avaient annoncé, indépendamment de la réalisation de chocs non anticipés. Une augmentation de la précision de l'annonce peut alors impliquer une plus grande difficulté à expliquer sa conditionnalité *ex ante* : les agents économiques pourraient considérer les annonces de l'orientation d'une trajectoire future de taux d'intérêt comme un engagement inconditionnel de la Banque centrale sur sa politique monétaire. Du fait de la possibilité que l'économie soit touchée par des chocs non anticipés, la trajectoire choisie auparavant peut ne plus être adaptée pour maintenir l'inflation à sa cible ou stabiliser la production au niveau souhaité. Ainsi, lorsque la Banque centrale ajuste son taux court en prenant en compte l'information nouvelle, les agents pourraient considérer qu'elle ne respecte pas ses engagements ou bien que le niveau du taux choisi antérieurement était erroné. Dans ce cas, même si la Banque centrale poursuit son plan optimal, les déviations par rapport à la trajectoire annoncée pourraient être interprétées comme une réoptimisation de sa part (au sens

---

<sup>8</sup> Chaque membre propose une séquence de taux futur. La séquence médiane est retenue comme séquence devant être votée à la majorité. Si la majorité n'est pas acquise, chaque membre fait une proposition de modification de la séquence médiane, et le processus continue jusqu'à obtention d'une majorité au sein du comité.

de Kydland et Prescott (1977)), ce qui nuirait à sa réputation et à sa crédibilité<sup>9</sup>. Selon Stein (1989) et Garfinkel et Oh (1995), une communication brouillée permet alors de ne pas tomber dans une situation où la politique monétaire est perçue comme étant incohérente temporellement. Cet argument repose néanmoins sur l'incapacité des agents à accepter la conditionnalité des annonces, ce qui peut paraître être une hypothèse forte.

#### 2.1.2.4. Précision de l'information et surréaction aux annonces

Lorsque la Banque centrale dispose d'informations peu précises, elle peut préférer ne pas divulguer une trajectoire future pour le taux court. Cela s'explique par les effets ambigus d'une augmentation de l'information publique sur le bien-être social lorsque les agents sont guidés par les fondamentaux de l'économie, mais aussi par les gains escomptés de la coordination avec les actions des autres agents.

Morris et Shin (2002) proposent un jeu dans lequel chaque agent sur le marché agit sur la base de l'observation d'un signal émis par la Banque centrale (connu par l'ensemble des participants) et d'un signal privé (connu uniquement par celui qui le possède). Ces signaux, public et privé, contiennent des erreurs ; erreur liée à l'incertitude sur les chocs futurs, erreurs de prévision inhérentes à l'imperfection du modèle utilisé<sup>10</sup>. Chaque agent opère ses choix en fonction de l'état fondamental de l'économie tout en se souciant de ne pas agir trop différemment des autres. Ce « concours de Beauté » implique que la divulgation d'information publique entraîne une focalisation des agents sur celle-ci, au détriment de leur propre information. Les auteurs montrent que la Banque centrale a intérêt à divulguer son information uniquement si elle est de qualité suffisamment élevée par rapport à la qualité de l'information dont disposent les agents privés.

Chaque agent a une fonction de perte de la forme :

$$u_m = (1-s)(a_m - \theta)^2 + s(L_m - \bar{L})^2$$

$a_m$  étant l'action de agent  $m$  et  $L_m - \bar{L}$  représentant le concours de beauté.

La condition d'optimalité donne l'action de l'agent  $m$  :

$$a_m = (1-s)E_m(\theta) + sE_m(\bar{a})$$

Où  $\theta$  représente les fondamentaux de l'économie,  $\bar{a}$  est l'action moyenne de la population et  $0 < s < 1$  est le poids relatif de l'objectif de coordination. Chaque agent  $m$  agit en fonction de son anticipation sur l'état de l'économie et de ce qu'il pense que feront les autres. On suppose que la Banque centrale dispose d'informations concernant  $\theta$ . Elle peut divulguer un signal public  $y = \theta + \eta$  ( $\eta$  étant un bruit de moyenne nulle et de variance  $\sigma_\eta^2$ ) pour influencer les anticipations des agents. De plus, chaque agent observe un signal privé  $x_m = \theta + \varepsilon_m$  ( $\varepsilon_m$  étant un bruit de moyenne nulle et variance  $\sigma_\varepsilon^2$ ). La valeur anticipée de  $\theta$  par les agents vaut :

$$E_m(\theta) = \frac{\alpha y + \beta x_m}{\alpha + \beta}$$

---

<sup>9</sup> La crédibilité peut être définie simplement comme l'adéquation entre les mots et les actes (Blinder (2000)). En ce sens, une Banque centrale est crédible lorsqu'elle fait ce qu'elle dit.

<sup>10</sup> En ce sens, les agents disposent de la même information sur les prix, la production, l'emploi... Le caractère privé de l'information provient du fait que chaque agent traite différemment cette information pour calculer ses prévisions sur l'activité, l'inflation future, etc...

$\alpha = \frac{1}{\sigma_\eta^2}$  et  $\beta = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2}$  étant le degré de précision de l'information publique et privée respectivement. La résolution du modèle donne la stratégie suivante pour chaque agent :

$$a_m = \theta + \frac{\alpha\eta + \beta(1-s)\varepsilon_m}{\alpha + \beta(1-s)}$$

Si  $s=0$  (pas de motif de coordination) la stratégie dépend des niveaux de précision de chaque information. Par contre, si  $s$  est positif, le poids accordé à l'information publique est plus important pour une précision équivalente. L'effet est d'autant plus important que  $s$  est grand.

Le bien-être espéré vaut :

$$E[W(a, \theta) | \theta] = -\frac{\alpha + \beta(1-s)^2}{[\alpha + \beta(1-s)]^2}$$

d'où :

$$\frac{\partial E(W | \theta)}{\partial \beta} = \frac{(1-s)[(1+s)\alpha + (1-s)^2\beta]}{[\alpha + \beta(1-s)]^3} > 0$$

Le bien-être augmente toujours avec la précision de l'information privée. L'effet d'une augmentation de la précision de l'information de la Banque centrale est ambigu et peut être négatif :

$$\frac{\partial E(W | \theta)}{\partial \alpha} = \frac{\alpha - (2s-1)(1-s)\beta}{[\alpha + \beta(1-s)]^3}$$

En effet,  $\frac{\partial E(W | \theta)}{\partial \alpha} \geq 0$  uniquement si  $\frac{\beta}{\alpha} \leq \frac{1}{(2s-1)(1-s)}$ .

La divulgation de l'information publique ne peut augmenter le bien-être social que lorsque l'information dont dispose la Banque centrale est suffisamment précise par rapport à l'information privée. Dans le cas contraire, la Banque centrale a intérêt à ne pas divulguer l'information dont elle dispose.

La Banque centrale a donc intérêt à être transparente sur sa politique future lorsqu'elle dispose d'une information précise, et à être opaque lorsque l'information dont elle dispose est relativement peu précise par rapport à l'information privée. Cependant, ce modèle ne permet pas de rendre compte de la précision avec laquelle la Banque centrale communique sur sa politique future : on peut penser que le signalement implicite est moins précis qu'une information chiffrée sur la trajectoire de taux, mais constitue néanmoins une information sur la politique monétaire future. Nous revenons ce point dans la section 2.1.3. Par ailleurs, Svensson (2006b) montre que dans le modèle de Morris et Shin (2002), l'opacité est préférable lorsque la précision de l'information dont dispose la Banque centrale est largement inférieure à la précision de l'information privée. On peut douter que les Banques centrales soient réellement dans cette configuration, la question étant plutôt de savoir si elles disposent d'un avantage informationnel par rapport au marché (Canzoneri (1985)). Sur ce point, Romer et Romer (2000) soutiennent que la Fed prévoit mieux l'inflation que les agents privés<sup>11</sup>. Les

---

<sup>11</sup> Voir aussi Sims (2002).

raisons en seraient : l'importance relative des moyens consacrés par la Fed à prévoir l'inflation future ; l'avantage de posséder de l'information sur la politique monétaire future ; l'accès à des données confidentielles lors de la supervision des banques (Peek *et al.* (1999)). L'avantage informationnel n'est cependant pas établi empiriquement, d'autres travaux rapportant des résultats moins tranchés (voir par exemple Karamouzis et Lombra (1989) ; Jansen et Kishan (1996) ; Joutz et Stekler (2000) ; Kliesen et Schmid (2004)).

### 2.1.3. De la précision des annonces de la Banque centrale

Dans cette section, nous nous concentrons sur la transparence des Banques centrales portant sur la communication de leur politique future. Les travaux sur la transparence des Banques centrales<sup>12</sup> portaient jadis sur l'étude du contrôle de la masse monétaire (voir par exemple Cukierman et Meltzer (1986)). La fragilité du lien entre évolution de la masse monétaire, évolution de l'inflation et de la production, et impact des taux d'intérêt justifiait alors l'opacité de la Banque Centrale. Ces travaux sont rendus obsolètes par le comportement actuel des Banques centrales, qui consiste à contrôler le taux de court terme<sup>13</sup>. Un autre ensemble de travaux étudie l'effet de la transparence de la politique monétaire sur le processus de fixation des prix par les firmes. Ces travaux modélisent la politique monétaire comme le choix d'un taux d'inflation ou d'un output gap à un horizon donné (par exemple, le taux d'inflation que la Banque centrale voudrait atteindre à la prochaine période). Ils étudient ensuite l'impact de la diffusion plus ou moins précise (ou plus ou moins partagée ; cf. Amato *et al.* (2002) ; Jensen (2002) ; Cornand et Heinemann (2007) ; Walsh (2007)) de cette cible sur l'évolution de l'économie et sur la perte subie par la Banque centrale.

Les marchés scrutent chaque discours des autorités monétaires pour y chercher des indications concernant la politique monétaire future, et les Banques centrales utilisent la communication pour influencer les anticipations des agents<sup>14</sup>. L'analyse de leurs discours par les marchés financiers conduit ces derniers à interpréter telle ou telle expression comme une volonté de la Banque centrale d'augmenter, de laisser constant ou de diminuer son taux d'intérêt lors du prochain comité de politique monétaire. Cependant, les Banques centrales n'annoncent jamais à l'avance la décision qu'elles vont prendre : elles refusent de s'engager sur le niveau futur du taux d'intérêt de court terme. L'objectif du modèle ci-dessous est d'apporter des éléments d'explication à ce constat.

La transparence des Banques centrales correspond ici à la précision des annonces qu'elles font et qui portent sur le niveau futur du taux de court terme. La Banque centrale dispose d'informations plus ou moins précises sur le futur. Elle utilise ces informations pour prévoir l'inflation et la production futures, conditionnellement à son taux court futur. La précision de cette prévision, ainsi que de la trajectoire future du taux d'intérêt, sont fonction de la précision des informations dont elle dispose. La Banque centrale peut ensuite communiquer plus ou moins précisément au marché son sentier de taux. Selon nous, le marché se focalise sur l'annonce faite par la Banque centrale, d'autant plus que cette annonce est précise. Si les informations dont dispose la Banque centrale sont trop imprécises, cette dernière a alors intérêt à ne pas communiquer trop précisément dessus.

---

<sup>12</sup> Voir Geraats (2002) pour une revue de la littérature sur ce sujet.

<sup>13</sup> Voir Faust et Svensson (2002) ou encore Rudebusch et Williams (2006) pour des études théoriques de la transparence des Banques centrales lorsque celles-ci contrôlent le taux court.

<sup>14</sup> Cf. Bomfim (2003) ; Kohn et Sack (2003) ; Gurkaynak *et al.* (2005). Voir aussi Musard-Gies (2005) pour des références sur le sujet.

### 2.1.3.1. Le modèle

Considérons le modèle suivant. L'écart de production  $y_t$  dépend négativement du taux court réel  $i_t - \pi_t$  (équation (2.15)). L'inflation évolue selon une courbe de Phillips augmentée des anticipations, et est affectée par un choc d'offre  $\omega_t$  (équation (2.16)). On suppose que les ménages sont neutres au risque lorsqu'ils arbitrent entre titres de court terme et titres de long terme. Le taux long nominal est une moyenne pondérée des taux courts futurs anticipés. Pour simplifier, on considère un taux d'intérêt sur une obligation perpétuelle (équation (2.17)).

$$(2.15) \quad y_t = -\sigma \cdot (i_t - \pi_t)$$

$$(2.16) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + a \cdot y_t + \omega_t$$

$$(2.17) \quad I_t = \gamma I_{t+1}^a + (1-\gamma) i_t \text{ d'où } I_t = (1-\gamma) \sum_{n=0}^{\infty} \gamma^n i_{t+n}^a$$

$$(2.18) \quad L_{BC} = \pi_t^2 + \lambda y_t^2$$

La Banque centrale fixe le taux d'intérêt réel  $r_t = i_t - \pi_t$  de sorte à minimiser sa fonction de perte (2.18). Pour simplifier, nous négligeons le gradualisme de la politique monétaire. La condition d'optimalité donne  $y_t = -\frac{a}{\lambda} \pi_t$ , d'où  $i_t = \left[1 + \frac{a}{\lambda \sigma}\right] \pi_t$ .

Le marché est composé d'un continuum d'agents  $m$  indicés sur  $[0;1]$  qui cherchent à prévoir la séquence des taux courts futurs pour  $n=1,2,3,\dots+\infty$ . Chaque agent dispose d'une information sur le choc d'offre à la période  $t+n$   $\omega_{t+n}$  :  $\omega_{m,t,n} = \omega_{t+n} + \varepsilon_{m,t,n}$  où les  $\varepsilon_{m,t,n}$  sont normalement distribués, de moyenne nulle et de variance  $\sigma_{\varepsilon,n}^2$ . La précision de l'information détenue par les agents privés sur  $\omega_{t+n}$  vaut  $\beta_n = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon,n}^2}$ .

La Banque centrale dispose aussi d'informations sur la séquence des chocs d'offre  $\tilde{\omega}_{t,n} = \omega_{t+n} + \eta_{t,n}$ , où les  $\eta_{t,n}$  sont normalement distribués, de moyenne nulle et de variance  $\sigma_{\eta,n}^2$ . La précision de l'information sur  $\omega_{t+n}$  détenue par la Banque centrale vaut  $\alpha_n = \frac{1}{\sigma_{\eta,n}^2}$ .

La Banque centrale peut faire une annonce portant sur  $i_{t+n}$  pour influencer les anticipations des agents. Pour stabiliser les anticipations, la Banque centrale souhaite que les anticipations des agents soient telles que  $i_{t+n}^a = \left[1 + \frac{a}{\lambda \sigma}\right] \tilde{\pi}_{t+n}$ , avec  $\tilde{\pi}_{t+n} = \frac{\lambda}{\lambda + a^2} [\tilde{\pi}_{t+n-1} + \tilde{\omega}_{t,n}]$ . Elle fait donc une annonce valant :  $\tilde{i}_{t+n} = \left[1 + \frac{a}{\lambda \sigma}\right] \left[\frac{\lambda}{\lambda + a^2}\right] [\tilde{\pi}_{t+n-1} + \tilde{\omega}_{t,n} + \phi_{t,n}]$ .  $\phi_{t,n}$  est normalement distribué, de moyenne nulle et de variance  $\sigma_{\phi,n}^2$ . Le degré de précision de l'annonce de la Banque centrale pour l'horizon  $n$  vaut  $\delta_n = \frac{1}{\sigma_{\phi,n}^2}$ .

Suivant Morris et Shin (2002), chaque agent anticipe la valeur de  $i_{t+n}$  de sorte à minimiser sa fonction de perte  $u_{m,n}(i_{t+n}^a, i_{t+n}) \equiv -(1-s)(i_{m,t+n}^a - i_{t+n})^2 - s(L_m - \bar{L})$  où  $0 \leq s \leq 1$  et :

$$L_{m,n} \equiv \int_0^1 (i_{m,t+n}^a - i_{t+n}^a)^2 dl$$

$$\bar{L}_n \equiv \int_0^1 L_{t,n} dl$$

Chaque agent cherche à faire la meilleure anticipation possible du taux court futur à l'horizon  $n$ . Cependant, les agents peuvent avoir intérêt à ne pas être trop éloignés de l'anticipation de l'ensemble des autres agents, à la manière d'un « concours de beauté ».  $s$  correspond au motif de coordination des agents. Plus  $s$  est élevé, plus chaque agent accorde de l'importance aux décisions des autres agents. Le bien-être social est défini comme la moyenne des utilités individuelles, et vaut :

$$W_n(i_{t+n}^a, i_{t+n}) \equiv -\int_0^1 (i_{m,t+n}^a - i_{t+n})^2 dm$$

### 2.1.3.2. Solution pour $n = 1$

La minimisation de sa fonction de perte implique pour l'agent  $m$  la stratégie :

$$i_{m,t+1}^a = (1-s)E_m(i_{t+1}) + s(\bar{i}_{t+1}^a)$$

où  $\bar{i}_{t+1}^a = \int_0^1 i_{l,t+1}^a dl$  est l'anticipation moyenne du marché.

Les agents forment leur anticipation sur le taux court futur en combinant leur information privée et l'annonce publique selon la précision relative de leur information par rapport à la précision de l'annonce de la Banque centrale :

$$E_m(i_{t+1}) = \frac{\delta_1 \tilde{i}_{t+1} + \beta_1 \hat{i}_{m,t+1}}{\delta_1 + \beta_1}$$

Où  $\hat{i}_{m,t+1} = \left[1 + \frac{a}{\lambda \sigma}\right] \tilde{\pi}_{m,t+1}$  et  $\tilde{\pi}_{m,t+1} = \frac{\lambda}{\lambda + \alpha^2} [\pi_t + \omega_{m,t,1}]$ .  $\tilde{\pi}_{m,t+1}$  est l'anticipation d'inflation de l'agent  $m$  reposant uniquement sur son information privée.

Notre modèle diffère de celui de Morris et Shin (2002) puisqu'ici les agents peuvent se focaliser sur une annonce publique même si l'information dont la Banque centrale dispose n'est pas très précise (lorsque  $\delta$  est élevé et  $\alpha$  faible).

Supposons que chaque agent suit une stratégie linéaire :

$$i_{l,t+1}^a = kE_l(i_{t+1}) + (1-k)\tilde{i}_{l,t+1}$$

Il s'ensuit que chaque agent anticipe une anticipation moyenne par le marché valant :

$$E_m(\bar{i}_{m,t+1}^a) = \frac{k\beta_1}{\delta_1 + \beta_1} \hat{i}_{m,t+1} + \left(1 - \frac{k\beta_1}{\delta_1 + \beta_1}\right) \tilde{i}_{t+1}$$

Donc

$$i_{m,t+1}^a = \beta_1 \left(\frac{1-s+sk}{\delta_1 + \beta_1}\right) \hat{i}_{m,t+1} + \left(1 - \beta_1 \left(\frac{1-s+sk}{\delta_1 + \beta_1}\right)\right) \tilde{i}_{t+1}$$

D'où  $k = \beta_1 \left(\frac{1-s+sk}{\delta_1 + \beta_1}\right)$ , ce qui implique  $k = \frac{\beta_1(1-s)}{\beta_1(1-s) + \delta_1}$ .

L'anticipation de l'agent  $m$  vaut donc :

$$(2.19) \quad i_{m,t+1}^a = \frac{\beta_1(1-s)\hat{i}_{m,t+1} + \delta_1 \tilde{i}_{t+1}}{\beta_1(1-s) + \delta_1}$$

### 2.1.3.3. Analyse

Suivant (2.19), on obtient  $i_{m,t+1}^a = \left[ 1 + \frac{a}{\lambda\sigma} \right] \left[ \frac{\lambda}{\lambda + a^2} \right] \left[ \pi_t + \frac{\beta_1(1-s)\varepsilon_{m,t,1} + \delta_1(\eta_{t,1} + \phi_{t,1})}{\beta_1(1-s) + \delta_1} \right]$ , d'où la perte sociale vaut :

$$(2.20) \quad W_1(i_{t+1}^a, i_{t+1}) \equiv - \left[ 1 + \frac{a}{\lambda\sigma} \right]^2 \left[ \frac{\lambda}{\lambda + a^2} \right]^2 \left[ \frac{\beta_1(1-s)^2 + \frac{\delta_1^2}{\alpha_1} + \delta_1}{[\delta_1 + \beta_1(1-s)]^2} \right]$$

On peut calculer le degré de précision de l'annonce de la Banque centrale qui minimise la perte sociale :

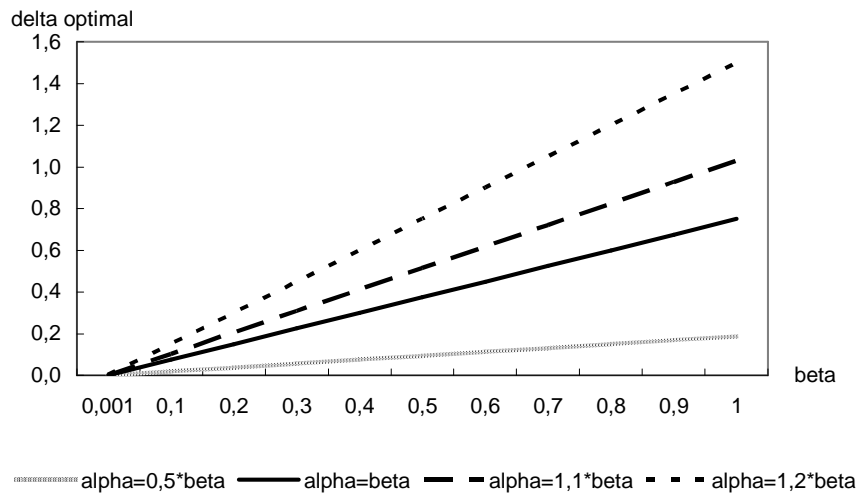
$$(2.21) \quad \frac{\partial W_1(i_{t+1}^a, i_{t+1})}{\partial \delta_1} = 0 \Rightarrow \delta_1 = \frac{\alpha_1 \beta_1 (1-s)(1-2s)}{2\beta_1(1-s) - \alpha_1}$$

Dans certains cas, la Banque centrale peut minimiser la perte sociale en choisissant un niveau de transparence fini. C'est le cas lorsque le motif de coordination des agents n'est pas trop élevé ( $s < 0,5$ ) et si l'information privée est suffisamment précise par rapport à la précision de l'information publique  $\frac{\beta_1}{\alpha_1} > \frac{1}{2(1-s)}$  (2.22).

Plus la précision de l'information publique est grande, et tant que la condition (2.22) est respectée avec  $s < 0,5$ , alors plus la Banque centrale a intérêt à faire une annonce précise (cf. Graphique 2-2). Lorsque la précision de l'information de la Banque centrale est relativement importante, la condition (2.22) n'est plus respectée. Dans ce cas, la Banque centrale a toujours intérêt à être parfaitement précise dans ses annonces de politique future.

Lorsque le motif de coordination des agents est élevé ( $s > 0,5$ ), la politique à suivre est soit l'opacité, soit la transparence parfaite. Lorsque la Banque centrale a une information moins précise que les agents privés, elle doit être opaque (cf. Graphique 2-3). A l'inverse, si l'information dont dispose la Banque centrale est plus précise que celle des agents privés ( $\alpha_1 > \beta_1$ ), alors la Banque centrale doit annoncer son taux court futur avec un degré de précision maximal. Dans le cas particulier où  $\alpha_1 = \beta_1$ , le bien-être social est maximal lorsque la Banque centrale adopte la transparence totale ou l'opacité sur sa politique future.

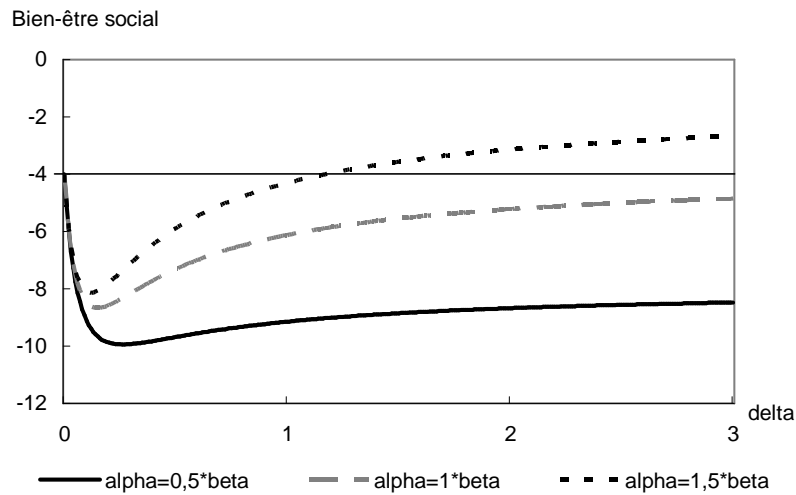
Graphique 2-2. Précision relative de l'information et degré de transparence optimal



Note :  $s = 0,25$

Source : calculs de l'auteur.

Graphique 2-3. Précision des annonces et perte sociale



Note :  $s = 0,85; \beta = 1$

Source : calculs de l'auteur.

### 2.1.3.4. Solution pour n = 2

L'anticipation de l'agent  $m$  pour le taux court nominal à l'horizon de deux périodes vaut :

$$(2.23) \quad i_{m,t+2}^a = \frac{\beta_2(1-s)\hat{i}_{m,t+2} + \delta_2\tilde{i}_{t+2}}{\beta_2(1-s) + \delta_2}$$

Suivant (2.23), on obtient :

$$i_{m,t+2}^a = \frac{\beta_2(1-s)\left[1 + \frac{a}{\lambda\sigma}\right] \frac{\lambda}{\lambda+a^2} [\tilde{\pi}_{m,t+1} + \omega_{m,t,2}] + \delta_2 \left[1 + \frac{a}{\lambda\sigma}\right] \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] [\tilde{\pi}_{t+1} + \tilde{\omega}_{t,2} + \phi_{t,2}]}{\beta_2(1-s) + \delta_2}$$

$$i_{m,t+2}^a = \left[1 + \frac{a}{\lambda\sigma}\right] \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] \left[ \frac{\beta_2(1-s) \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2} (\pi_t + \omega_{m,t,1}) + \omega_{m,t,2}\right] + \delta_2 \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2} (\pi_t + \tilde{\omega}_{t,1}) + \tilde{\omega}_{t,2} + \phi_{t,2}\right]}{\beta_2(1-s) + \delta_2} \right]$$

$$i_{m,t+2}^a = \left[1 + \frac{a}{\lambda\sigma}\right] \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] \left[ \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] \pi_t + \frac{\beta_2(1-s) \left[\left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] \varepsilon_{m,t,1} + \varepsilon_{m,t,2}\right] + \delta_2 \left[\left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right] \eta_{t,1} + \eta_{t,2} + \phi_{t,2}\right]}{\beta_2(1-s) + \delta_2} \right]$$

La perte sociale vaut :

$$W_2(i_{t+2}^a, i_{t+2}) \equiv - \left[1 + \frac{a}{\lambda\sigma}\right]^2 \left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right]^2 \left[ \frac{(1-s)^2 \left[\left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right]^2 \frac{\beta_2^2}{\beta_1} + \beta_2\right] + \left[\left[\frac{\lambda}{\lambda+a^2}\right]^2 \frac{\delta_2^2}{\alpha_1} + \frac{\delta_2^2}{\alpha_2} + \delta_2\right]}{[\beta_2(1-s) + \delta_2]^2} \right]$$

Le degré de précision de l'annonce de la Banque centrale qui minimise la perte sociale vaut :

$$(2.24) \quad \frac{\partial W_2(i_{t+2}^a, i_{t+2})}{\partial \delta_2} = 0 \Rightarrow \tilde{\delta}_2 = \frac{\beta_2(1-s) \left( 2(1-s) \left( B \frac{\beta_2}{\beta_1} + 1 \right) - 1 \right)}{2\beta_2(1-s) \left( \frac{B}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_2} \right) - 1} \quad B = \frac{\lambda}{\lambda+a^2}$$

Si on suppose que les agents et la Banque centrale disposent d'informations d'autant moins précises que l'horizon de prévision est éloigné, alors  $\beta_2 < \beta_1$  et  $\alpha_2 < \alpha_1$ , d'où  $\tilde{\delta}_2 < \tilde{\delta}_1$  lorsque  $\frac{\alpha}{\beta} \geq 1$  (cf. Tableau 2-1).

Tableau 2-1. Niveau de transparence optimale selon l'horizon considéré

	$\beta_1 = 10$ $\beta_2 = 5$	$\alpha_1 = 10$ $\alpha_2 = 5$	$\beta_1 = 8$ $\beta_2 = 4$	$\alpha_1 = 8$ $\alpha_2 = 4$	$\beta_1 = 6$ $\beta_2 = 3$	$\alpha_1 = 6$ $\alpha_2 = 3$	$\beta_1 = 4$ $\beta_2 = 2$	$\alpha_1 = 4$ $\alpha_2 = 2$
n=1	7,5		6		4,5		3	
n=2	3,75		3		2,25		1,5	

Note :  $s = 0,25$  ,  $\sigma = \lambda = 1$  ,  $a = 0,5$  .

Source : calculs de l'auteur.

Le modèle peut être résolu pour  $n = 1, 2, 3, \dots, +\infty$  , ce qui permet de calculer le taux court moyen anticipé par le marché pour chaque période future et d'en déduire le niveau du taux long. Le modèle permet ainsi d'expliquer pourquoi la Banque centrale fait des annonces plus ou moins précises sur sa politique monétaire future, et pourquoi elle est d'autant moins précise que  $n$  est grand.

## 2.2. Les effets de la politique monétaire sur les anticipations

La Banque centrale peut influencer les marchés financiers par différents canaux. Elle peut agir directement sur son taux d'intérêt et/ou communiquer sur sa politique monétaire future.

Lorsque les Banques centrales choisissent de modifier ou de laisser inchangé leur taux d'intérêt, cette action peut être anticipée ou non par le marché. Si l'action est anticipée, elle ne doit avoir aucun effet immédiat sur la structure par terme des taux d'intérêt. A l'inverse, si l'action n'est pas anticipée, les marchés doivent réagir en ajustant leurs anticipations. Les Banques centrales font généralement une conférence de presse pour informer les marchés de leur décision. Lors de ces conférences, elles peuvent donner des informations concernant l'orientation future de la politique monétaire.

Ces deux canaux (action et communication) sont intimement liés, puisque la crédibilité de la Banque centrale repose sur la croyance des marchés en la concrétisation future des annonces de la Banque centrale. En l'absence de choc entre l'annonce et la mise en œuvre, si une Banque centrale communique régulièrement sur sa politique future, et se tient à la politique annoncée, alors il doit y avoir peu de décisions mal ou non anticipées par le marché. A la limite, les marchés anticipent parfaitement la politique monétaire et il n'y a aucune surprise, donc aucun effet apparent de la décision de politique monétaire sur les taux d'intérêt le jour de la décision. Par ailleurs, les marchés peuvent anticiper correctement la politique monétaire future en moyenne, mais se tromper sur le calendrier des décisions. On observerait alors un effet des décisions non anticipées uniquement sur la partie courte de la courbe des taux d'intérêt.

En cas de choc non anticipé intervenant entre l'annonce et la mise en œuvre de la décision, l'erreur d'anticipation dépend de la réaction des marchés et de celle de la Banque centrale : la Banque centrale modifie-t-elle sa politique annoncée précédemment ? La Banque centrale

peut avoir annoncé une décision conditionnelle à l'absence de choc, ou inconditionnelle, sans l'avoir précisé explicitement. Dès lors, les marchés peuvent croire que la politique annoncée est inconditionnelle, et donc anticiper que la Banque centrale ne déviara pas de la politique annoncée alors que l'annonce était conditionnelle. A l'inverse, l'annonce peut être inconditionnelle alors que les marchés pensent que la Banque centrale modifiera sa politique en cas de choc. Dans les deux cas, lors de la décision, les agents révisent leurs anticipations, d'où un effet des décisions non anticipées sur les taux d'intérêt.

Dans cette partie, nous nous demandons si la communication des Banques centrales portant sur l'orientation future de la politique monétaire a un effet sur les anticipations des agents. Cet effet doit être distingué de l'effet des annonces non anticipées par le marché, effet que nous étudions dans la section 2.2.1. Nous nous focalisons sur la Réserve Fédérale américaine (Fed par la suite) et la Banque Centrale Européenne (BCE par la suite). Les Banques centrales ne communiquant pas quantitativement sur la politique future, nous utilisons un indicateur de biais de la politique future construit à partir de l'étude des déclarations suivant immédiatement les décisions de politique monétaire. Nous mesurons ensuite l'effet de cet indicateur sur les anticipations de taux court futur et sur la structure par terme des taux d'intérêt (section 2.2.2).

### 2.2.1. Effet des surprises sur la structure par terme des taux

L'effet de la politique monétaire sur les taux d'intérêt peut être mesuré par l'effet des variations du taux d'intérêt objectif de la Banque centrale sur la variation des taux d'intérêt de plus longue échéance. Cette méthode est employée par Cook et Hahn (1989), qui trouvent un effet positif et significatif des variations du taux objectif de la Fed sur les taux allant de 3 mois à 20 ans. Néanmoins, Roley et Sellon (1995), Edelberg et Marshall (1996), Mehra (1996) ou encore Evans et Marshall (1998) trouvent un effet significatif des variations du taux de la Fed sur les taux de court terme, mais l'effet sur les taux longs est faible, souvent non significatif.

Cette baisse de l'effet des actions de politique monétaire sur la partie longue de la structure par terme des taux d'intérêt peut être expliquée par les changements intervenus dans la mise en œuvre de la pratique de la politique monétaire par la Fed. Celle-ci a progressivement développé sa communication, ce qui rendrait sa politique monétaire plus prédictible par les marchés<sup>15</sup> (Demiralp (2001) ; Lange *et al.* (2003) ; Poole et Rasche (2003) ; Swanson (2006)), d'où la nécessité de distinguer les actions anticipées des surprises de politique monétaire. La méthode de Kuttner (2001) permet cette distinction. Cette méthode se base sur l'observation des effets de la décision de politique monétaire le jour de celle-ci. Suivant Kuttner (2001), nous testons l'effet des actions de politique monétaire sur les taux d'intérêt. Nous estimons l'équation suivante pour les Etats-Unis et la Zone Euro :

$$(2.25) \quad \Delta I_t^{(n)} = \alpha + \beta_1 \cdot \Delta FF_t^a + \beta_2 \cdot \Delta FF_t^{na}$$

Pour les Etats-Unis, nous utilisons les données sur les contrats Futures de Fonds Fédéraux pour séparer les variations anticipées<sup>16</sup> des variations non anticipées de la cible de taux de la Réserve Fédérale.  $\Delta FF_t^{na}$  est donc la variation non anticipée du taux des Fonds Fédéraux

---

<sup>15</sup> Pour la BCE, voir Gaspar *et al.* (2001), Perez-Quiros et Sicilia (2002), Ross (2002), Bernoth et Von Hagen (2004) ou encore Wilhelmsen et Zaghini (2005).

<sup>16</sup> Krueger et Kuttner (1996) montrent que les contrats Futures sur Fed Funds sont de bons prédicteurs du taux des Fed Funds.

effectif (sur lequel portent les contrats Futures). Il vaut  $\Delta FF_t^{na} = \frac{m}{m-t}(f_{s,t}^0 - f_{s,t-1}^0)$ , où  $t$  est le jour du mois  $s$ ,  $m$  est le nombre de jours du mois  $s$ , et  $f_{s,j}^0$  est le taux d'intérêt moyen anticipé pour le mois  $s$ . Plus précisément,  $f_{s,t}^0 = E_t \frac{1}{m} \sum_{j \in s} i_j + \xi_{s,t}^0$ , où  $i_j$  est le taux des Fonds Fédéraux pour le jour  $j$ , et  $\xi_{s,t}^0$  représente une prime de risque. La construction des surprises de politique monétaire est telle que cette prime de risque n'entre pas dans les estimations si on accepte l'hypothèse qu'elle reste constante entre les jours  $t-1$  et  $t$ <sup>17</sup>.

Nous utilisons les données des contrats Futures sur Fonds Fédéraux échangés sur le Chicago Board of Trade<sup>18</sup>. Les taux d'intérêt sur bons et obligations du Trésor à maturité constante proviennent de la Réserve Fédérale. L'échantillon est composé de 64 observations comprenant les décisions de la Réserve Fédérale du 05/10/1999 au 21/03/2007<sup>19</sup>.

Pour la Zone Euro, nous utilisons la variation du taux Euribor à 1 mois comme mesure de la variation non anticipée de la politique monétaire<sup>20</sup>. Les taux courts (maturité de 2 à 12 mois) sont aussi les taux Euribor<sup>21</sup>; les taux longs portent sur les obligations publiques. Ce sont les moyennes des taux *bid* et *ask*<sup>21</sup>. L'échantillon est composé de 92 observations comprenant les décisions de la Banque Centrale Européenne du 07/01/1999 au 12/04/2007.

Pour les Etats-Unis, sur la période 1989-2000, Kuttner (2001) trouve un effet significatif des surprises sur la variation des taux d'intérêt. L'intensité de l'effet décroît avec la maturité considérée : une hausse non anticipée de 100 points de base du taux des Fonds Fédéraux entraîne une hausse de 79,1 points de base du taux à 3 mois, et de 19,4 points de base du taux à 30 ans. Les variations anticipées n'ont aucun effet sur les taux d'intérêt<sup>22</sup>.

Nous mesurons un effet significatif des surprises sur les taux pour toutes les échéances considérées (cf. Tableau 2-2). Les variations anticipées ont un effet faible mais significativement différent de zéro sur les taux à 3 et 6 mois. L'effet plus faible des surprises de politique monétaire sur les taux longs peut s'expliquer par une bonne anticipation de la politique monétaire future par les marchés obligataires : les taux longs intègrent à l'avance les variations du taux des Fonds Fédéraux (cf. Graphique 2-4). Concernant la Zone Euro, nous trouvons toujours un effet non significatif des variations anticipées du taux de la BCE sur les taux d'intérêt (cf. Tableau 2-3). L'effet des surprises est positif et significatif pour tous les taux à l'exception des taux à 10 ans. Là encore, les marchés anticipent globalement les décisions de politique monétaire (cf. Graphique 2-5).

<sup>17</sup> Selon Piazzesi et Swanson (2006), la prime de risque contenue dans les taux futurs sur Fonds Fédéraux est variable et peut être prévue par des indicateurs macroéconomiques. Ce problème intervient néanmoins pour des données mensuelles ou trimestrielles, et les auteurs concluent que l'indicateur de Kuttner n'est pas sujet à des variations de la prime de risque d'un jour sur l'autre.

<sup>18</sup> Source : Datastream.

<sup>19</sup> Sont exclues de l'échantillon les décisions du 3/1/2001 et du 17/9/2001. La première intervient un jour de très forte hausse des indices boursiers (hausse de 14% du Nasdaq) accompagnée d'une hausse des taux longs ; la deuxième intervient pendant une période de forte instabilité des marchés suite aux attentats du 11 septembre 2001. Les résultats sur les maturités supérieures à 1 an sont très sensibles à ces observations. Voir notamment Kohn et Sack (2003) et Gurkaynak *et al.* (2005) sur ce sujet.

<sup>20</sup> Les données contrats Futures sur EONIA échangés sur le marché EUREX (source Datastream) ne sont disponibles qu'à partir de janvier 2003.

<sup>21</sup> Sources : Facs\_Data, DataInsight.

<sup>22</sup> Voir aussi Sultan (2005).

Tableau 2-2. Réponse des taux longs aux surprises de politique monétaire – Etats-Unis

Etats-Unis. 05/10/1999 – 21/03/2007							
Maturité	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$		$R^2$	SEE	DW
3 mois	-0,02 (-5,22)	0,05 (2,17)	0,53 (6,85)		0,65	0,028	1,89
6 mois	-0,02 (-4,70)	0,06 (2,59)	0,49 (7,75)		0,59	0,031	1,92
1 an	-0,01 (-1,77)	0,03 (0,88)	0,43 (5,00)		0,32	0,043	2,03
2 ans	-0,01 (-0,78)	0,06 (1,62)	0,30 (2,40)		0,11	0,067	1,93
3 ans	-0,01 (-0,93)	0,06 (1,78)	0,29 (2,40)		0,10	0,068	1,88
5 ans	-0,01 (-0,86)	0,05 (1,36)	0,27 (2,90)		0,09	0,063	2,00
7 ans	-0,01 (-0,71)	0,01 (0,32)	0,20 (2,54)		0,03	0,055	2,03
10 ans	-0,01 (-0,83)	0,00 (0,06)	0,14 (2,37)		0,01	0,049	2,03

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Datastream, Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

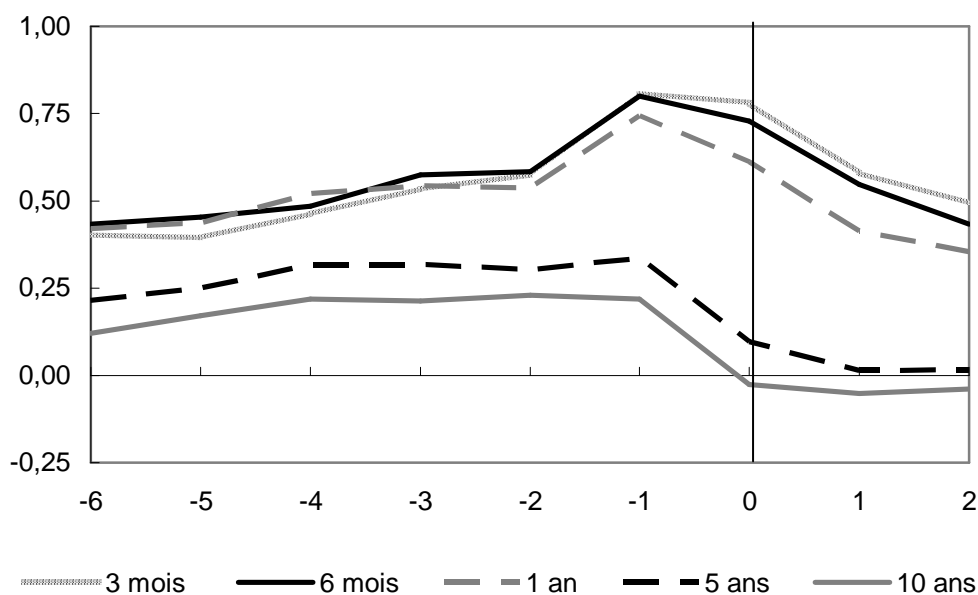
Tableau 2-3. Réponse des taux longs aux surprises de politique monétaire – Zone Euro

Zone Euro, 07/01/1999 – 12/04/2007							
Maturité	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$		$R^2$	SEE	DW
3 mois	0,00 (0,45)	-0,00 (-0,22)	0,74 (8,40)		0,83	0,018	2,29
6 mois	0,00 (1,22)	0,02 (0,58)	0,67 (6,65)		0,62	0,029	2,33
1 an	0,01 (1,37)	0,03 (0,69)	0,67 (5,59)		0,43	0,043	2,39
2 ans	0,01 (2,67)	0,03 (0,74)	0,44 (3,23)		0,19	0,050	2,27
3 ans	0,01 (2,29)	0,03 (0,76)	0,36 (3,07)		0,14	0,049	2,23
5 ans	0,01 (2,34)	0,02 (0,50)	0,26 (2,64)		0,06	0,051	2,15
7 ans	0,01 (2,28)	0,04 (0,92)	0,21 (2,16)		0,06	0,048	2,11
10 ans	0,01 (2,43)	0,01 (0,19)	0,07 (0,94)		0	0,044	2,04

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Datastream, DataInsight, calculs de l'auteur.

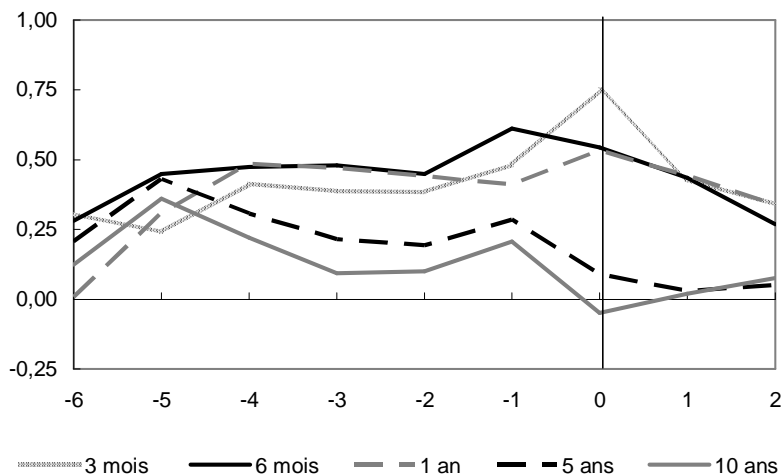
Graphique 2-4. Corrélations – Etats-Unis



Notes : Corrélations entre la variation du taux des Fonds Fédéraux effectif et la variation des taux longs. Le graphique se lit de la façon suivante : une variation de un point du taux des Fonds Fédéraux est corrélée avec une variation de 0,24 point du taux à 5 ans six mois en avance.

Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 2-5. Corrélations – Zone Euro



Notes : Corrélations entre la variation du taux EONIA et la variation des taux longs. Le graphique se lit de la façon suivante : une variation de un point du taux EONIA est corrélée avec une variation de 0,25 point du taux à 5 ans six mois en avance.

Sources : DataInsight, BCE, calculs de l'auteur.

### 2.2.2. L'effet de la communication de l'orientation future sur les anticipations

Les marchés financiers accordent une grande importance aux déclarations des Banques centrales, l'objectif étant de décrypter dans ces déclarations les intentions des autorités monétaires concernant la politique monétaire future. Cependant, la Banque centrale agit en fonction de l'état futur prévu de l'économie. Ses discours n'apporteraient alors aucune information aux marchés si ceux-ci sont capables de produire les mêmes prévisions que la Banque centrale et d'en inférer la politique monétaire future. Néanmoins, ces discours sont aussi un moyen de réaffirmer l'engagement des autorités monétaires à lutter contre l'inflation. L'effet sur les taux longs peut alors être ambigu : une hausse de la crédibilité de la Banque centrale peut se traduire par une anticipation de hausse des taux courts futurs, l'effet de l'annonce étant alors positif. Elle peut aussi se traduire par une baisse des anticipations d'inflation, ce qui ferait baisser les taux longs<sup>23</sup>. Il est donc déterminant de savoir dans quelle mesure les discours des Banques centrales influencent les marchés financiers.

<sup>23</sup> Dans un pourcentage non négligeable de cas une hausse non anticipée du taux court entraîne une baisse du taux long (ou inversement). Par exemple, Skinner et Zettelmeyer (1995) passent en revue les actions de politique monétaire non anticipées pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne et la France entre 1965 et 1993 (1977-1993 pour la France). Pour les Etats-Unis, ils trouvent 6 cas où le taux long (maturité proche de 10 ans) varie en sens inverse du taux court, soit 9,8% des cas d'actions de politique monétaire non anticipées. Ils recensent 17 cas pour le Royaume-Uni (19,8% des cas), et 8 cas pour la France et l'Allemagne (respectivement 14,8% et 8,9% des cas). En moyenne, cependant, les études empiriques trouvent un effet positif des variations non anticipées du taux court nominal sur les taux longs nominaux. Pour les Etats-Unis, Cook et Hahn (1989) estiment qu'une hausse du taux des Fonds Fédéraux de 1 point entraîne une hausse de 0,5 point du taux à 1 an, de 0,21 point pour le taux à 5 ans et de 0,13 point pour le taux à 10 ans. Skinner et Zettelmeyer (1995) estiment

### 2.2.2.1. Indicateurs d'annonces de politique monétaire future

Un indicateur de communication du biais de politique monétaire future est généralement construit à partir d'un comptage de mots clés et/ou sur la base de l'appréciation subjective de son auteur. Il consiste à construire une série prenant des valeurs négatives, nulles ou positives selon que la politique monétaire future est orientée à la baisse du taux d'intérêt (« dovish »), à sa stabilité, ou à la hausse (« hawkish »). Cette méthode a pour limite de supposer que le modélisateur de l'indicateur de biais perçoit la déclaration introductive de la même façon que les marchés financiers.

L'étude du biais annoncé par le FOMC montre qu'il permet de prédire les changements de taux d'intérêt (Lapp et Pearce (2000) ; Dupor *et al.* (2004)). Ehrmann et Fratzscher (2007) étudient les discours des membres des comités de la Fed, de la BCE et de la BoE (Bank of England). Ils trouvent que ces discours permettent d'augmenter la prédictibilité des décisions de politique monétaire future, et que les marchés financiers réagissent au contenu des discours. Gurkaynak *et al.* (2005) et Brand *et al.* (2006) trouvent une réaction significative des marchés financiers aux discours, mais en ayant recours à une analyse en composante principale, ce qui complique l'interprétation des résultats. La construction d'un indice basé sur l'analyse des déclarations du FOMC suivant ses décisions doit nous permettre de confirmer ou d'infirmer ces résultats.

Gerlach (2004) et Heinemann et Ullrich (2005) essaient d'expliquer les décisions de taux d'intérêt en incorporant un indicateur de biais dans les discours de la BCE à une règle de Taylor. Lamla et Rupperecht (2006) et Rosa et Verga (2007) construisent un indicateur de biais sur la politique monétaire future contenu dans les déclarations introductives. Lamla et Rupperecht testent ensuite son impact sur la structure par terme des taux d'intérêt et trouvent un effet significatif sur les échéances allant de 5 à 12 mois. De façon contradictoire, Rosa et Verga trouvent un effet des annonces sur les taux forward à 1 mois aux horizons de 1, 3, 4, 5 et 6 mois. Nous nous proposons d'étendre ces résultats en prolongeant l'indice de Rosa et Verga à la période récente et en testant l'effet de cet indice sur l'ensemble de la structure par terme des taux d'intérêt.

Pour les Etats-Unis, la construction de la variable *annonce* est décrite en annexe 2.C<sup>24</sup>. Elle vaut 1 lorsque le discours implique une plus forte probabilité de hausse du taux court à l'avenir, 0 lorsque qu'il n'y a pas de biais à la hausse ou à la baisse et -1 lorsque le discours implique une plus forte probabilité de baisse du taux court à l'avenir.

Concernant la Zone Euro, nous avons repris l'indice calculé par Rosa et Verga (2007) pour la période 1999-2004, les indicateurs calculés par Gerlach (2004) ou encore Heinemann et Ullrich (2005) ayant peu de pouvoir prédictif sur la politique monétaire future de la Zone Euro. Nous avons repris leur méthode (cf. annexe 2.B) et prolongé l'indice jusqu'à avril 2007.

Pour mesurer les anticipations de taux, nous utilisons les contrats Futures sur les taux d'intérêt<sup>25</sup> pour les Etats-Unis et les taux forward implicites pour la Zone Euro. En  $t$ , un Future de taux arrivant à échéance en  $t+n$  vaut 100 moins le taux d'intérêt moyen anticipé pour la période courant de  $t+n-1$  à  $t+n$ . On peut alors calculer la séquence des taux courts futurs anticipés par le marché pour jusqu'à la fin du mois  $t$ , ainsi que pour les mois  $t+1$ ,

---

qu'une hausse du taux court non anticipée entraîne une hausse du taux long de 0,4 point pour les Etats-Unis, 0,28 point pour le Royaume-Uni et près de 0,1 point pour la France et l'Allemagne. Sur ce point, voir aussi Evans et Marshall (1998), Romer et Romer (2000) ou encore Ellingsen et Söderström (2001).

<sup>24</sup> Voir aussi Rudebusch et Williams (2006). Les auteurs ne construisent cependant pas formellement d'indicateur de l'orientation de la politique future de la Fed.

<sup>25</sup> Voir par exemple Kuttner (2001) ou encore Lange *et al.* (2003).

$t+2, \dots, t+n$ . Nous utilisons la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt pour calculer les taux forward implicites. En  $t$  le taux forward à 1 mois dans  $n$  mois,

$$i_{t+n,1}^f, \text{ vaut : } i_{t+n,1}^f = \frac{(1 + I_t^{n+1})^{n+1}}{\prod_{j=0}^{n-1} (1 + i_{t+j,1}^f)} - 1.$$

### *De la cohérence des annonces*

Les annonces de politique monétaire future ne peuvent avoir un effet significatif sur les anticipations que dans la mesure où les actions futures de la Banque centrale sont cohérentes avec ses annonces passées. Nous testons donc dans un premier temps si les annonces de la BCE et de la Fed, telles qu'elles sont représentées par la variable *annonce*, sont cohérentes avec leur politique monétaire future. L'équation suivante est estimée :

$$(2.26) \quad i_{t+n} - i_t = c_0 + c_1 \cdot \text{annonce}_t$$

$i_{t+n}$  est le taux de la Banque centrale  $n$  mois suivant le jour  $t$  de l'annonce du biais. Les résultats sont présentés dans le Tableau 2-4. Le coefficient  $c_1$  est toujours positif et significatif. La valeur prise par l'indicateur indique bien l'évolution de la politique monétaire en Zone Euro et aux Etats-Unis. Le résultat s'interprète de la façon suivante : pour les Etats-Unis, une annonce de resserrement futur est suivie d'une hausse du taux des Fonds Fédéraux de 0,21 point à un horizon de deux mois, et d'une hausse de 0,55 point à un horizon de 5 mois. Pour la Zone Euro, une annonce de durcissement fort (*very hawkish*) est suivie d'une hausse du taux Repo de 0,24 point dans les deux mois suivant l'annonce, et de 0,52 point dans les cinq mois suivant.

On conclut que les annonces de la Fed et de la BCE sont en moyenne suivies d'actions cohérentes.

Tableau 2-4. Effet des annonces sur les anticipations

	<i>n=1</i>	<i>n=2</i>	<i>n=3</i>	<i>n=4</i>	<i>n=5</i>	<i>n=6</i>
Etats-Unis						
$c_0$	-0,04 (-2,31)	-0,07 (-1,76)	-0,10 (-1,37)	-0,13 (-1,14)	-0,16 (-0,99)	-0,19 (-0,88)
$c_1$	0,08 (3,63)	0,21 (4,57)	0,32 (4,16)	0,44 (3,82)	0,55 (3,41)	0,63 (3,06)
$\bar{R}^2$	0,27	0,37	0,36	0,36	0,34	0,29
Observations	62	62	61	61	60	59
Zone Euro						
$c_0$	-0,04 (-2,11)	-0,07 (-2,98)	-0,12 (-3,43)	-0,14 (-2,76)	-0,15 (-2,17)	-0,17 (-1,90)
$c_1$	0,07 (4,49)	0,12 (6,96)	0,18 (7,67)	0,23 (7,23)	0,26 (6,52)	0,30 (6,08)
$\bar{R}^2$	0,29	0,44	0,54	0,51	0,47	0,45
Observations	88	87	86	85	84	83

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Réserve Fédérale, BCE, Rosa et Verga (2007), calculs de l'auteur.

### 2.2.2.2. Mesure de l'effet de la communication sur les anticipations

#### *L'effet de la communication sur les taux courts futurs anticipés*

Dès lors que les discours suivant les décisions de politique monétaire contiennent des informations sur l'orientation future de la politique monétaire, on se demande dans quelle mesure ces discours influencent les anticipations de taux courts futurs. Nous estimons donc l'équation suivante pour les Etats-Unis et la Zone Euro, où  $\Delta i_{t+n}^a$  est la variation du taux court anticipé moyen sur un mois à l'horizon  $n$  entre la veille du comité et le jour du comité :

$$(2.27) \quad \Delta i_{t+n}^a = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{annonce}_t$$

Les résultats sont présentés dans le Tableau 2-5. On obtient un effet positif des annonces sur la variation du taux court anticipé pour les Etats-Unis pour un horizon de 3 à 5 mois. Un signal de hausse future du taux des Fonds Fédéraux a pour conséquence une hausse de 3 à 4 points de base du taux court anticipé moyen sur un mois à l'horizon de 3 à 5 mois.

Par contre, aucun effet n'est mesuré sur les anticipations de taux futurs suite aux annonces de la BCE portant sur sa politique future. Cependant, l'indicateur ne distingue pas entre les annonces anticipées et les annonces non anticipées. Suivant Rosa et Verga (2007), nous construisons un indicateur d'annonce anticipée par le marché pour la BCE et la Fed. On suppose que la variable *annonce* suit un processus autorégressif d'ordre 1 : le gradualisme de la politique monétaire implique que la communication sur la politique future dépend de la

communication passée sur la politique présente. Par ailleurs, l'annonce anticipée peut être mesurée par l'écart entre le taux futur anticipé et le taux présent : le marché anticipe une certaine trajectoire pour le taux court futur, et s'attend donc à ce que la Banque centrale communique sur sa politique future de façon à rendre compte de ce qu'il anticipe. On suppose que le marché cherche à prédire les annonces de la Banque centrale selon l'équation suivante :

$$(2.28) \quad E_t [annonce_{t'}] = a_0 + a_1 \cdot annonce_t + a_2 \cdot (i_{t,t+n,1}^f - i_{t,t,1})$$

$i_{t,t+n,1}^f - i_{t,t,1}$  est l'écart entre le taux futur 1 mois à l'horizon  $n$  et le taux à 1 mois courant la veille du comité. Suivant Rosa et Verga, nous retenons  $n=5$  pour la Zone Euro. Pour les Etats-Unis, l'estimation de (2.28) conduit à un écart-type estimé plus faible avec  $n=4$ . Les estimations sont présentées dans le Tableau 2-6.

Nous contrôlons aussi l'effet des annonces non anticipées sur la variation des taux courts futurs anticipés en incluant également dans l'équation estimée la variation anticipée et la variation non anticipée du taux de refinancement des Banques centrales. L'équation (2.27) devient :

$$(2.29) \quad \Delta i_{t+n}^a = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \Delta FF_t^a + \beta_2 \cdot \Delta FF_t^{na} + \beta_3 \cdot annonce_t^a + \beta_4 \cdot annonce_t^{na}$$

L'effet des surprises de politique monétaire est significatif, excepté pour l'horizon de 2 mois en Zone Euro. L'effet de l'annonce non anticipée est significatif sur les taux anticipés à horizons de 2 à 5 mois pour les Etats-Unis (cf. Tableau 2-7). Nous obtenons aussi un effet significatif des annonces non anticipées pour la Zone Euro excepté aux horizons de 1 et 3 mois. Globalement, les annonces de biais sur la politique monétaire future ont donc un effet sur les anticipations de taux courts futurs à très court terme.

Tableau 2-5. Effet des annonces sur les anticipations

	Etats-Unis		Zone Euro	
	05/10/1999 – 21/03/2007		07/01/1999 – 12/04/2007	
	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\alpha_1$	$\beta_1$
$\Delta i_{t+1}^a$	-0,01 (-0,76)	0,01 (0,56)	0,00 (0,38)	-0,00 (-1,18)
$\Delta i_{t+2}^a$	-0,01 (-1,34)	0,02 (1,58)	0,00 (1,03)	0,00 (0,74)
$\Delta i_{t+3}^a$	-0,02 (-2,00)	0,03 (2,46)	0,01 (1,12)	0,00 (0,17)
$\Delta i_{t+4}^a$	-0,03 (-2,54)	0,04 (3,04)	0,01 (0,87)	0,00 (0,27)
$\Delta i_{t+5}^a$	-0,02 (-2,24)	0,03 (2,96)	0,01 (0,70)	0,00 (0,82)

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Datatstream, Chicago Board of Trade, Eurex, calculs de l'auteur.

Tableau 2-6. Annonce anticipée – Résultats des régressions

	Etats-Unis	Zone Euro
$a_0$	0,04 (0,78)	0,07 (1,00)
$a_1$	0,57 (7,74)	0,78 (13,74)
$a_2$	0,85 (5,63)	0,72 (3,39)
$\bar{R}^2$	0,81	0,82
DW	1,91	2,18

Notes : Pour la Zone Euro, Rosa et Verga (2007) ne calculent pas d'Indice pour la communication de la BCE pour les Comités du 8/4/1999, du 2/12/1999 et du 8/6/2000. Ces dates sont donc exclues de l'échantillon.

Sources : Rosa et Verga (2007), Datatstream, GlobalInsight, calculs de l'auteur.

Tableau 2-7. Effet des annonces et des surprises sur les anticipations

	Etats-Unis					Zone Euro				
	05/10/1999 – 21/03/2007					07/01/1999 – 12/04/2007				
	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
$\Delta I_{t+1}^a$	-0,00 (-0,78)	0,00 (0,17)	0,94 (29,91)	0,00 (0,69)	0,00 (0,69)	-0,00 (-0,44)	-0,03 (-0,73)	0,67 (5,75)	-0,00 (-0,16)	0,00 (1,22)
$\Delta I_{t+2}^a$	-0,00 (-1,38)	0,06 (2,50)	0,81 (18,83)	-0,00 (-0,54)	0,03 (3,22)	0,01 (1,24)	0,00 (0,11)	0,33 (1,28)	-0,00 (0,23)	0,02 (2,44)
$\Delta I_{t+3}^a$	-0,01 (-1,78)	0,09 (2,66)	0,73 (13,52)	-0,01 (-0,67)	0,03 (3,36)	0,01 (1,57)	0,05 (1,17)	0,50 (2,72)	-0,00 (-0,76)	0,01 (1,14)
$\Delta I_{t+4}^a$	-0,01 (-1,84)	0,11 (2,62)	0,77 (11,53)	-0,00 (-0,43)	0,04 (2,83)	0,01 (1,63)	0,05 (1,30)	0,45 (2,79)	-0,01 (-1,23)	0,02 (2,26)
$\Delta I_{t+5}^a$	-0,01 (-2,12)	0,10 (2,43)	0,66 (9,20)	-0,00 (-0,09)	0,04 (3,12)	0,01 (1,19)	0,04 (0,73)	0,64 (3,66)	-0,00 (-0,20)	0,03 (2,50)

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Rosa et Verga (2007), Datatstream, Chicago Board of Trade, GlobalInsight, calculs de l'auteur.

### L'effet de la communication sur la structure par terme des taux d'intérêt

Nous estimons l'équation suivante :

$$(2.30) \quad \Delta I_t^{(n)} = \alpha + \beta_1 \cdot \Delta FF_t^a + \beta_2 \cdot \Delta FF_t^{na} + \beta_3 \cdot \text{annonce}_t^a + \beta_4 \cdot \text{annonce}_t^{na}$$

Pour les Etats-Unis, l'effet des annonces est significatif au seuil de 10% sur les taux de 6 à 12 mois et de 3 à 7 ans. Par contre, l'effet des surprises est toujours significativement différent de zéro au seuil de 1% et décroît avec la maturité des titres considérés. On confirme

donc globalement les résultats de Gurkaynak *et al.* (2005), qui expliquent les variations de la courbe des taux par deux facteurs : les mouvements du taux des Fed Funds, et un facteur qu'ils identifient comme étant les annonces de biais sur la politique future.

Concernant la Zone Euro, l'effet des surprises est positif et significatif sur les taux de 3 mois à 3 ans. L'effet des annonces est globalement significatif, excepté sur les taux à 2 ans. Plus précisément, l'effet des annonces est significatif dès l'horizon de 2 mois et jusqu'à 12 mois (voir Annexe 2.D), tandis que Lamla et Rupperecht (2006) ne trouvent un effet des annonces qu'à partir de l'horizon de 5 mois. Cependant, ils ne distinguent pas les surprises des variations anticipées du taux Repo, et leurs estimations portent sur un échantillon restreint par rapport au notre. Par contre, l'ampleur de l'effet est similaire, bien que supérieur chez Lamla et Rupperecht, leur indicateur variant de -3 à +3 tandis que le notre varie de -2 à +2.

Tableau 2-8. Réponse des taux longs aux surprises de politique monétaire – Etats-Unis

Maturité	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$		$R^2$	SEE	DW
3 mois	-0,02*** (-4,17)	0,04 (0,94)	0,55*** (5,92)	0,00 (0,09)	0,01 (1,21)		0,66	0,028	1,87
6 mois	-0,02*** (-4,00)	0,08** (2,12)	0,54*** (6,57)	-0,01 (-0,65)	0,02** (2,32)		0,62	0,030	1,93
1 an	-0,01 (-1,61)	0,03 (0,56)	0,48*** (5,09)	-0,00 (-0,07)	0,03* (1,66)		0,35	0,042	2,12
2 ans	-0,00 (-0,47)	0,11 (1,29)	0,39*** (2,91)	-0,02 (-0,58)	0,04 (1,45)		0,12	0,066	1,97
3 ans	0,00 (0,46)	0,14* (1,87)	0,40*** (3,25)	-0,02 (-1,04)	0,05** (1,96)		0,13	0,066	1,91
5 ans	-0,00 (-0,51)	0,11 (1,65)	0,37*** (3,37)	-0,02 (-1,02)	0,04* (1,87)		0,11	0,061	2,06
7 ans	-0,00 (-0,54)	0,05 (0,84)	0,28*** (3,17)	-0,01 (-0,77)	0,03* (1,69)		0,05	0,054	2,12
10 ans	-0,01 (-0,80)	0,01 (0,26)	0,19*** (2,63)	-0,00 (-0,24)	0,02 (1,39)		0,01	0,048	2,10

Notes : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses. \*\*\*/\*\*/\* Coefficient significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

Sources : Datastream, Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Tableau 2-9. Réponse des taux longs aux surprises de politique monétaire – Zone Euro

Maturité	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$		$R^2$	SEE	DW
3 mois	0,00 (0,75)	-0,01 (-0,35)	0,67*** (5,64)	-0,00 (-0,23)	0,01** (2,23)		0,74	0,018	2,25
6 mois	0,01 (1,40)	0,02 (0,66)	0,60*** (4,37)	-0,00 (-0,62)	0,01** (2,31)		0,47	0,029	2,32
1 an	0,01 (1,27)	0,03 (0,73)	0,59*** (3,77)	-0,00 (-0,50)	0,02** (2,15)		0,29	0,043	2,39
2 ans	0,01 (1,51)	0,03 (0,56)	0,45*** (3,01)	0,00 (0,23)	0,02 (1,56)		0,14	0,049	2,29
3 ans	0,01 (1,36)	0,03 (0,60)	0,34*** (2,65)	-0,00 (-0,00)	0,02* (1,90)		0,10	0,047	2,12
5 ans	0,01* (1,82)	0,03 (0,55)	0,17 (1,40)	-0,00 (-0,54)	0,02** (2,10)		0,03	0,049	2,07
7 ans	0,01** (2,12)	0,04 (0,89)	0,07 (0,72)	-0,00 (-0,60)	0,02** (2,36)		0,02	0,046	1,97
10 ans	0,01** (2,26)	0,02 (0,35)	-0,04 (-0,45)	-0,00 (-0,75)	0,02* (1,85)		0,00	0,043	1,89

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses. \*\*\*/\*\*/ Coefficient significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

Sources : Rosa et Verga (2007), Datastream, DataInsight, calculs de l'auteur.

## Conclusion

Face à l'incertitude concernant les effets de la politique monétaire sur l'activité et l'occurrence probable de chocs futurs, les Banques centrales mettent en œuvre des politiques d'ajustement graduel du taux court. Pour influencer les taux longs, elles ont intérêt à donner des indications aux marchés sur la politique monétaire future, mais une certaine imprécision est nécessaire pour éviter d'annoncer une politique que ne serait pas mise en œuvre, ce qui affaiblirait leur crédibilité. En ce sens, la situation actuelle d'annonce du biais paraît satisfaisante, puisque ces annonces ont un effet sur les anticipations. On pourrait cependant envisager que les Banques centrales fassent des annonces très précises, mais conditionnelles, pour éviter que les marchés se focalisent de façon trop importante sur ces annonces.

## Annexe 2.A. L'effet des surprises sur les futurs de taux sur Fonds Fédéraux US ; Kuttner (2001).

Nous estimons l'équation suivante :

$$\Delta i_{t+n}^a = \alpha_1 + \beta_2 \cdot \Delta FF_t^a + \beta_3 \cdot \Delta FF_t^{na}$$

Un test de Wald joint de l'égalité du coefficient  $\beta_3$  pour l'ensemble des équations nous conduit à rejeter cette égalité au seuil de 1%.

Tableau 2-A-1. Effet des surprises sur les anticipations

	Etats-Unis		
	05/10/1999 – 21/03/2007		
	$\alpha_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
$\Delta i_{t+1}^a$	-0,00 (-0,38)	0,01 (1,08)	0,94 (26,10)
$\Delta i_{t+2}^a$	-0,00 (-1,42)	0,05 (2,81)	0,76 (14,05)
$\Delta i_{t+3}^a$	-0,01 (-1,96)	0,07 (3,27)	0,66 (10,34)
$\Delta i_{t+4}^a$	-0,01 (-1,99)	0,09 (3,42)	0,70 (9,72)
$\Delta i_{t+5}^a$	-0,01 (-1,92)	0,10 (3,67)	0,59 (7,67)

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses.

Sources : Datatstream, Chicago Board of Trade, calculs de l'auteur.

## Annexe 2.B. Les annonces de la BCE

Du 01/01/1999 au 02/12/2004, nous reprenons l'indicateur de Rosa et Verga (2007). Nous construisons ensuite un indicateur d'annonce de biais sur la politique monétaire future à partir de leur méthode. Cet indicateur est construit à partir de l'analyse de la déclaration introductive suivant la réunion mensuelle du comité de politique monétaire de la BCE.

La première étape consiste à repérer dans chaque déclaration des mots ou phrases clé auxquels on assigne une valeur : -2 (very dovish) ; -1 (dovish) ; 0 ; 1 (hawkish) ; 2 (very hawkish). Si plusieurs mots clés d'une même catégorie sont présents, on prend la moyenne par catégorie. On fait ensuite la moyenne de chaque catégorie.

La méthode de Rosa et Verga a comme intérêt de prendre en compte l'évolution du contexte dans lequel est faite la déclaration par rapport à la déclaration passée. Cette évolution est notée -1 (dovish), 0 ou 1 (hawkish). On fait ensuite la moyenne entre cette note et l'indicateur calculé pour la déclaration de la période précédente. L'indicateur final est la moyenne de l'indicateur des mots importants et de l'indicateur de contexte arrondie à son entier supérieur.

*Tableau 2-B-1. Attribution des valeurs*

Déclaration de la BCE ; mots importants	valeur
Imperative that upward pressure to be contained [to price stability] ; Risks are upward/ upside [to price stability] ; Risks to price stability are upward/ upside/confirmed ; The risks to price stability remain confirmed [with regard to upside risks to price stability] ; Vigilant [with regard to upside risks to price stability] ; vigilance [upside risks] ; Close monitored [upside risks] ; continuous close attention [upward] ; Several factors need to be monitored carefully ; we will continue to monitor/ very close monitoring [with respect to risks to price stability]	+2
Both confident and vigilant ; good however vigilant ; Upward pressure remains contained ; A number of upside risks need to be carefully monitored ; some upside risks need to be carefully monitored ; Alert to emerging of upward risks ; Vigilance with regard to the materialisation of upside risks	+1
Appropriate ; Favorable ; Compatible ; Consistent ; In line ; Balanced ; Absence of significant pressures either upwards or downwards ; no strong pressures either upwards or downwards ; The downside risks have disappeared	0
Favorable, but there are some risks [downside] ; Appropriate but remain downside risks ; Downside risks are not vanished ; Some of the downward risks had materialised ; downside risks to the outlook for economic activity	-1
Consistent, but carefully monitor all risks to economic growth [downside] ; Balanced but monitor closely all factors [downside] ; Monitor carefully all factors relevant to economic growth [downside] ; Downside risks are still relevant ; Economic slowdown is still cause for concern ; downside risks for economic activity [Strong] ; Monitor closely the downside risks to economic growth	-2
Déclaration de la BCE ; comparaison de contextes	
Somewhat less favorable ; less satisfactory but further evidence is needed ; move towards the upside	+1
Confirmed ; not altered ; not changed ; no fundamental changes	0
More balanced ; Inflationary pressures have further diminished ; Inflationary pressures are lower ; Inflationary pressures are easing	-1

*Sources* : Rosa et Verga (2007), auteur.

*Tableau 2-B-2. Indicateur de biais de la politique monétaire future*

Date	annonce	Date	annonce	Date	annonce
07/01/1999	-1	03/01/2002	0	13/01/2005	2
04/02/1999	-2	07/02/2002	0	03/02/2005	2
04/03/1999	-2	07/03/2002	0	03/03/2005	2
08/04/1999		04/04/2002	0	07/04/2005	2
06/05/1999	0	02/05/2002	0	04/05/2005	2
02/06/1999	0	06/06/2002	1	02/06/2005	2
01/07/1999	1	04/07/2002	0	07/07/2005	2
09/09/1999	1	12/09/2002	-2	01/09/2005	2
07/10/1999	2	10/10/2002	-1	06/10/2005	2
04/11/1999	2	07/11/2002	-2	03/11/2005	2
02/12/1999		05/12/2002	-2	01/12/2005	2
05/01/2000	2	09/01/2003	-1	12/01/2006	2
03/02/2000	2	06/02/2003	-2	02/02/2006	2
02/03/2000	2	06/03/2003	-1	02/03/2006	2
13/04/2000	2	03/04/2003	0	06/04/2006	2
11/05/2000	2	08/05/2003	-1	04/05/2006	2
08/06/2000		05/06/2003	-1	08/06/2006	2
06/07/2000	2	10/07/2003	-1	06/07/2006	2
14/09/2000	2	04/09/2003	0	03/08/2006	2
05/10/2000	2	02/10/2003	0	31/08/2006	2
02/01/2000	2	06/11/2003	0	05/10/2006	2
14/12/2000	2	04/12/2003	0	02/11/2006	2
01/02/2001	1	08/01/2004	0	07/12/2006	2
01/03/2001	1	05/02/2004	0	11/01/2007	2
11/04/2001	1	04/03/2004	0	08/02/2007	2
10/05/2001	0	01/04/2004	0	08/03/2007	2
07/06/2001	0	06/05/2004	0	12/04/2007	2
05/07/2001	0	03/06/2004	1		
30/08/2001	-1	01/07/2004	1		
11/10/2001	-2	02/09/2004	1		
08/11/2001	0	07/10/2004	1		
06/12/2001	0	04/11/2004	1		
		02/12/2004	1		

Sources : Rosa et Verga (2007), calculs de l'auteur.

## Annexe 2.C. Langage forward-looking dans les Communiqué de presse du FOMC

Date du comité	Taux d'intérêt	Biais	annonce
05/10/1999	5,25	"...the Committee adopted a directive that was biased toward a possible firming of policy going forward"	1
16/11/1999	5,5	"...the directive the FOMC adopted is symmetrical with regard to the outlook for policy over the near term"	0
21/12/1999	5,5	"...the Committee decided to adopt a symmetric directive... in order to (ensure) a smooth transition into the Year 2000"	0
02/02/2000	5,75	"...the risks are weighted mainly toward conditions that may generate heightened inflation pressures in the foreseeable future"	1
21/03/2000	6	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
16/05/2000	6,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
28/06/2000	6,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
22/08/2000	6,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
03/10/2000	6,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
15/11/2000	6,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 02/02/2000	1
19/12/2000	6,5	"...the risks are weighted mainly toward conditions that may generate economic weakness in the foreseeable future"	-1
03/01/2001	6	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
31/01/2001	5,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
20/03/2001	5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
18/04/2001	4,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
15/05/2001	4	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
27/06/2001	3,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
21/08/2001	3,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
17/09/2001	3	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
02/10/2001	2,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
06/11/2001	2	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
11/12/2001	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
30/01/2002	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/12/2000	-1
19/03/2001	1,75	"...the risks are balanced with respect to the prospects for both goals"	0
07/05/2002	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/03/2002	0
26/06/2002	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 19/03/2002	0
13/08/2002	1,75	"...the risks are weighted mainly toward conditions that may generate economic weakness"	-1
24/09/2002	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 13/08/2002	-1
06/11/2002	1,25	"...the risks are balanced with respect to the prospects for both goals"	0
10/12/2002	1,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 06/11/2002	0

## Chapitre 2 : Communication et anticipations de la politique monétaire future

29/01/2003	1,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 06/11/2002	0
18/03/2003	1,25	"...the Committee does not believe it can usefully characterize the current balance of risks"	0
06/05/2003	1,25	"...the balance of risks to achieving its goals is weighted towards weakness over the foreseeable future"	-1
25/06/2003	1	"...(an unwelcome substantial fall in inflation) is likely to predominate for the foreseeable future"	-1
12/08/2003	1	"...the Committee believes that policy accommodation can be maintained for a considerable period"	0
16/09/2003	1	pas de changement par rapport au langage utilisé le 12/08/2003	0
28/10/2003	1	pas de changement par rapport au langage utilisé le 12/08/2003	0
09/12/2003	1	pas de changement par rapport au langage utilisé le 12/08/2003	0
28/01/2004	1	"...the Committee believes that it can be patient in removing its policy accommodation"	0
16/03/2004	1	pas de changement du langage utilisé le 28/01/2004	0
04/05/2004	1	"...the Committee believes that policy accommodation can be removed at a pace that is likely to be measured"	1
30/06/2004	1,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
10/08/2004	1,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
21/09/2004	1,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
10/10/2004	2	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
14/12/2004	2,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
02/02/2005	2,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
22/03/2005	2,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
03/05/2005	3	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
30/06/2005	3,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
09/08/2005	3,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
20/09/2005	3,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
01/10/2005	4	pas de changement par rapport au langage utilisé le 04/05/2004	1
13/12/2005	4,25	"...some further measured policy firming is likely to be needed"	1
31/01/2006	4,5	pas de changement par rapport au langage utilisé le 13/12/2005	1
28/03/2006	4,75	pas de changement par rapport au langage utilisé le 13/12/2005	1
10/05/2006	5	"...some further policy firming may yet be needed to address inflation risks but emphasizes that the extent and timing of any such firming will depend importantly on the evolution of the economic outlook as implied by incoming information"	1
29/06/2006	5,25	"The Committee judges that some inflation risks remain"	1
08/08/2006	5,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 29/06/2006	1
20/09/2006	5,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 29/06/2006	1
25/10/2006	5,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 29/06/2006	1
12/12/2006	5,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 29/06/2006	1
31/01/2007	5,25	pas de changement par rapport au langage utilisé le 29/06/2006	1
21/03/2007	5,25	"...future policy adjustments will depend on the evolution of the outlook for both inflation and economic growth, as implied by incoming information"	0

## Annexe 2.D. Estimations Zone Euro – Comparaison avec Lamla et Rupprecht (2006)

Tableau 2-D-1. Réponse des taux longs aux surprises de politique monétaire – Zone Euro

Maturité	Résultats				Lamla et Rupprecht (2006)			
	$\beta_2$	$\beta_4$	$R^2$	Nb obs	$\beta_2$	$\beta_4$	$R^2$	Nb obs
2 mois	0,84***	0,002	0,88	88	0,342***	0,003	0,359	65
3 mois	0,669***	0,007**	0,74	88	0,310***	0,009	0,362	65
4 mois	0,627***	0,008**	0,61	88	0,297***	0,012	0,349	65
5 mois	0,592***	0,011**	0,53	88	0,285***	0,013*	0,324	65
6 mois	0,600***	0,013**	0,47	88	0,272***	0,014*	0,277	65
7 mois	0,597***	0,014**	0,42	88	0,267***	0,015*	0,253	65
8 mois	0,589***	0,017**	0,37	88	0,256***	0,016*	0,216	65
9 mois	0,586***	0,018**	0,34	88	0,248***	0,016*	0,196	65
10 mois	0,582***	0,018**	0,32	88	0,247***	0,017*	0,189	65
11 mois	0,593***	0,019**	0,31	88	0,242***	0,017*	0,174	65
12 mois	0,593***	0,019**	0,29	88	0,235***	0,018*	0,158	65

Note : T-stats corrigées par la méthode de Newey-West entre parenthèses. \*\*\*/\*\*/\* Coefficient significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

Sources : Rosa et Verga (2007), Datastream, DataInsight, calculs de l'auteur.

## Chapitre troisième

### Politique budgétaire et taux d'intérêt



## Introduction<sup>1</sup>

La montée des déficits publics et des stocks de dette publique depuis le milieu des années 1970 a conduit les économistes à s'interroger sur leur impact sur les taux d'intérêt. Selon une thèse très répandue, la dégradation des finances publiques aurait entraîné une hausse des taux réels, qui aurait dissuadé les entreprises d'investir et les ménages de consommer. Les niveaux élevés de la dette et des déficits publics créeraient des pressions inflationnistes, qui conduiraient les Banques centrales à augmenter le taux d'intérêt de court terme. Les marchés financiers anticiperaient la persistance de ces tensions, donc un niveau élevé du taux court, ce qui entraînerait immédiatement un niveau plus élevé des taux longs. A long terme, le taux d'intérêt réel d'équilibre, compatible avec la stabilité des prix, serait ainsi une fonction croissante du niveau des déficits et de la dette. *A contrario*, une diminution du niveau des dépenses publiques aurait un impact positif sur la demande privée, ce qui compenserait au moins partiellement l'effet négatif de la contraction budgétaire sur l'activité. Cette thèse fait ainsi partie de l'arsenal de la nouvelle théorie anti-Keynésienne des finances publiques (voir Creel *et al.* (2005)). Pourtant, elle ne semble guère vérifiée par le simple examen des données : aux Etats-Unis, par exemple, la hausse du taux d'intérêt réel en 1980 précède la dégradation des finances publiques tandis que le bas niveau des taux des années 2002-2004 s'accompagne d'un fort niveau de déficit.

Ce troisième chapitre porte sur la mesure empirique des effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. De nombreux travaux trouvent un effet des variables de politique budgétaire sur les taux d'intérêt (voir par exemple Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) ; Ford et Laxton (1999)). Cependant, la politique budgétaire n'a pas en théorie d'effet automatique sur les taux d'intérêt<sup>2</sup>. Nous nous demandons donc dans quelle mesure les effets reportés par ces études sont bien des effets d'éviction ou s'ils sont le résultat d'estimations erronées.

Une première question porte sur les variables de politique budgétaire pertinentes pour mesurer correctement ces effets. De nombreuses études mesurent l'effet du déficit budgétaire courant sur les taux. Or nous avons vu que ces effets dépendent du régime dans lequel se trouve l'économie – plein-emploi ou insuffisance de la demande –, du *policy-mix*, et de la politique budgétaire future anticipée par les agents. Il faut donc distinguer les effets à court terme des effets à long terme de la politique budgétaire, c'est-à-dire distinguer la partie cyclique de la partie autonome du déficit budgétaire, et corriger les estimations par la prise en compte de la position dans le cycle économique.

A long terme le solde budgétaire doit assurer la stabilité de la dette publique. Ce sont donc le déficit futur anticipé et le niveau de la dette publique qui sont déterminants pour les taux d'intérêt à long terme. Cependant, l'étude de l'effet de la dette publique sur les taux d'intérêt ne peut être réalisée sans prendre en compte l'évolution de la dette privée : une hausse de la dette publique n'aura d'effet à long terme sur les taux d'intérêt que dans la mesure où elle participe à la hausse du ratio dette totale / PIB.

---

<sup>1</sup> Ce chapitre est une extension de l'article : « Politique budgétaire et taux d'intérêt », *Revue de l'OFCE*, n° 95, octobre 2005.

<sup>2</sup> Voir chapitre premier.

Le chapitre comprend trois parties. La première partie présente les variables de politique budgétaire. La deuxième partie analyse les études empiriques évaluant l'impact de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. Celles-ci estiment généralement des formes réduites, qui n'intègrent pas les effets conjoncturels, les autres déterminants des taux d'intérêt (comportement des entreprises et des ménages) et font des hypothèses contestables sur la façon dont les marchés anticipent les déficits publics futurs. La troisième partie présente des estimations de fonctions de réaction des autorités monétaires, et d'équations de taux d'intérêt de long terme pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne<sup>3</sup> et le Japon sur la période 1980-2003. Il apparaît que les politiques budgétaires n'ont pas eu d'impact direct sur la fixation des taux courts par les autorités monétaires. Elles n'ont pas non plus dans l'ensemble provoqué de hausse généralisée des taux d'intérêt réels de long terme sur la période considérée.

## 3.1. Les variables de politique budgétaire

Nous avons vu dans le premier chapitre que la hausse du taux d'intérêt de long terme peut être induite par l'anticipation d'une demande (publique ou privée) future trop élevée, par l'anticipation qu'une dette trop forte induira un niveau de demande privée trop haut, ou par l'anticipation qu'une dette trop importante incitera le gouvernement à choisir un taux d'inflation plus élevé. Deux variables de politique budgétaire sont généralement utilisées pour tester l'effet de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt : le déficit public et la dette publique.

### 3.1.1. Le déficit public

Mesurer l'impact du déficit nécessite de dissocier ce qui relève de la politique budgétaire contracyclique de ce qui relève du déficit autonome. Selon Creel et Sterdyniak (1995), le déficit public se décompose en quatre parties : le déficit primaire autonome  $DA$ , le déficit conjoncturel automatique  $DCA$ , le déficit conjoncturel discrétionnaire  $DCD$  et les intérêts sur la dette  $ID$ . A court terme, le taux long réel varie en sens inverse de  $DCA$  et  $DCD$  : suite à un choc négatif de demande,  $DCA$  et  $DCD$  ont tendance à augmenter, tandis que le taux long réel diminue<sup>4</sup>.  $ID$  dépend positivement du taux long réel, une hausse de ce dernier entraînant mécaniquement une hausse de la charge d'intérêt. L'effet d'éviction est provoqué par le déficit autonome  $DA$ , qui correspond à une demande trop forte à long terme.

Les données de la Commission Européenne ou de la base de données des *Perspectives Economiques* de l'OCDE, permettent de calculer  $DA+DCD$ , le déficit structurel primaire ( $DSP$ ). Les économètres, qui ne séparent pas  $DA$  et  $DCD$ , mais estiment l'impact du  $DSP$  sur le taux long réel, testent l'anticipation par les agents du choix par le gouvernement d'un taux

---

<sup>3</sup> Concernant l'Allemagne, l'étude se restreint à la période 1980-1998, du fait du passage à l'euro. Aucun autre pays européen n'a été retenu puisque la formation des taux d'intérêt y a été influencée par la nécessité de se maintenir dans le SME, puis par la crédibilité de la création de la monnaie unique. Voir Favero *et al.* (1997).

<sup>4</sup> Mais il diminue moins que dans le cas où l'État ne mène pas de politique de stabilisation conjoncturelle. En cas de choc d'offre, son évolution dépend des préférences respectives des autorités monétaires et budgétaires. Voir chapitre 1.

d'inflation plus élevé à l'avenir, ou d'une demande publique trop forte à long terme, mais aussi l'effet conjoncturel de *DCD* sur la demande, donc sur les taux, bien qu'à long terme, en toute logique, *DCD* n'ait pas d'impact sur le taux long réel.

L'examen de l'évolution conjointe du solde structurel primaire (*SSP* par la suite) et de l'écart de production (Graphique 3-1) montre que le *SSP* se creuse en période d'insuffisance de la demande, et s'élève en période de forte demande, quand les tensions sur les capacités de production sont les plus à même d'entraîner des tensions inflationnistes appelant une hausse des taux réels. Cela se vérifie plus particulièrement après 1992 pour les Etats-Unis, et après 1988 pour le Royaume-Uni et le Japon. En Allemagne, la politique budgétaire paraît plus procyclique, notamment du fait de la réunification.

La mesure d'un effet positif du *DSP* sur le taux long réel peut provenir de la politique de régulation conjoncturelle, contracyclique et temporaire, plutôt que d'un effet d'éviction, issu d'une politique budgétaire procyclique. En effet, pour estimer l'effet de la politique budgétaire sur les taux longs, il faut aussi prendre en compte l'effet de la politique monétaire, donc du taux court sur ceux-ci. Or les politiques de régulation conjoncturelle impliquent une corrélation positive entre le *DSP* et l'écart taux long/taux court : en période d'insuffisance de la demande, le taux court baisse plus que le taux long, les agents anticipant une remontée future du taux court, tandis que *DSP* augmente. Il faut donc prendre en compte l'effet du cycle dans l'estimation en y intégrant un indicateur conjoncturel.

Par ailleurs, l'inertie empirique du *DSP*<sup>5</sup> produit un impact spécifique du déficit sur le taux d'intérêt (les agents anticipant une correction lente du déficit), impact délicat à mesurer mais qui ne s'apparente pas à un effet d'éviction puisqu'une fois le déficit corrigé, la répartition entre dépense publique et dépense privée d'une part, et le taux réel de long terme d'autre part retrouvent leurs niveaux initiaux.

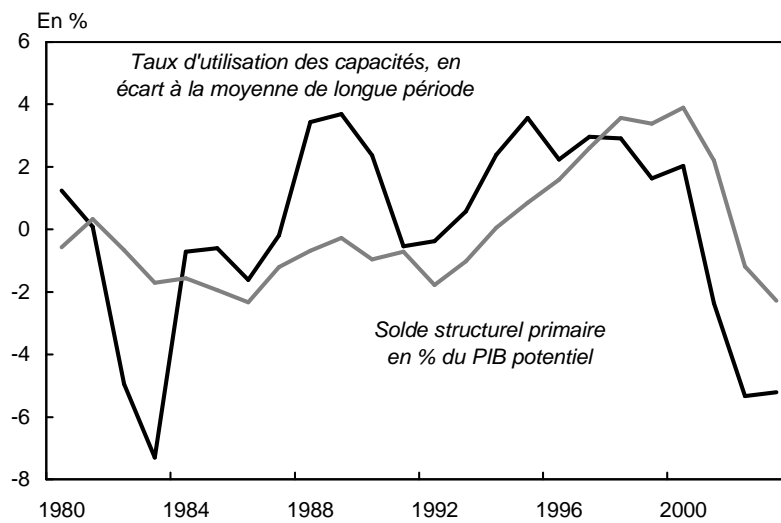
Enfin, l'effet d'un déficit issu d'une baisse d'impôt n'est pas le même sur le taux long selon qu'il est anticipé être corrigé par une hausse future des impôts ou une baisse future des dépenses<sup>6</sup>. Il faut donc en toute rigueur tester l'impact du déficit avec celui des dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles. Mais les niveaux de dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles sont restés relativement stables en part du PIB potentiel sur l'ensemble de la période considérée (Graphique 3-2), excepté au Japon, où les dépenses sont en constante augmentation depuis le début des années 90 et le début de la déflation. On ne s'attend donc pas à trouver un impact spécifique de la dépense publique primaire sur les taux d'intérêt.

---

<sup>5</sup> Cf. Creel *et al.* (2002) pour des estimations de règles budgétaires rendant compte de la persistance du solde structurel primaire.

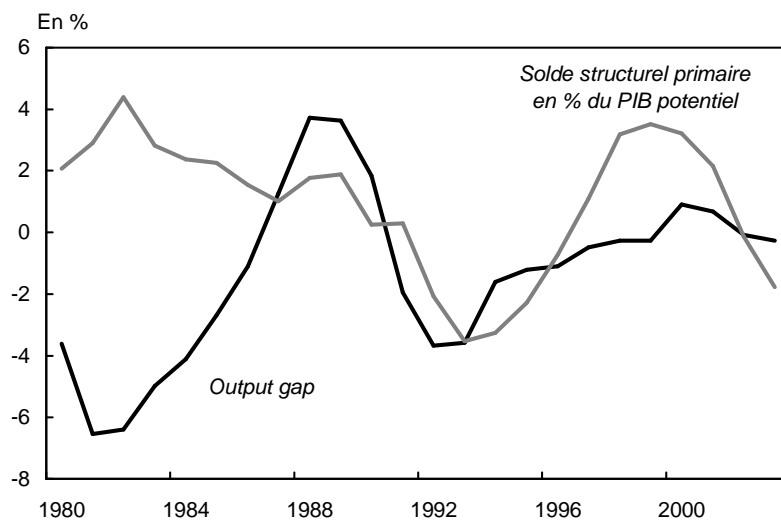
<sup>6</sup> Voir Cohen et Garnier (1991). Une baisse des impôts suivie d'une hausse future des impôts entraîne une hausse de la richesse des ménages, donc de leur consommation. Le taux court et le taux long augmentent, la Banque centrale luttant contre l'inflation. Dans le cas d'une baisse future de la dépense publique, le taux court monte de suite, mais les agents anticipent un ralentissement futur de l'activité, donc une baisse future de l'inflation et du taux court, ce qui a un effet ambigu sur le taux long.

Graphique 3-1-a. Taux d'utilisation des capacités productives et solde structurel primaire – Etats-Unis



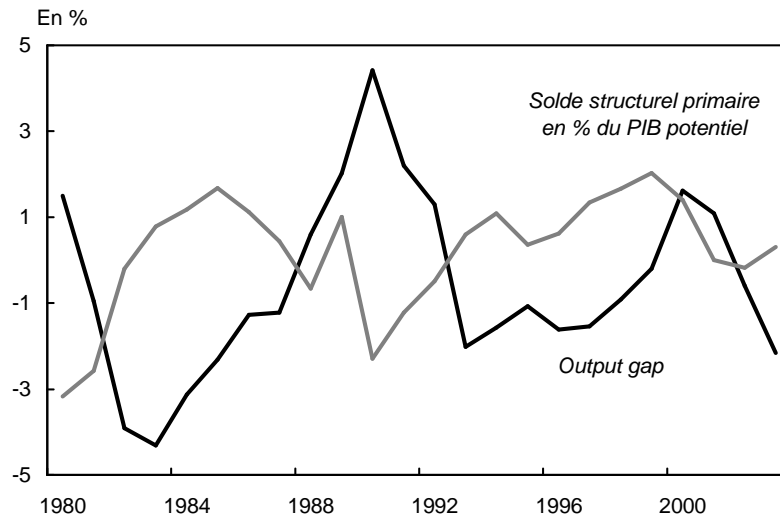
Sources : Réserve Fédérale, *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*, calcul de l'auteur.

Graphique 3-1-b. Ecart de production et solde structurel primaire – Royaume-Uni



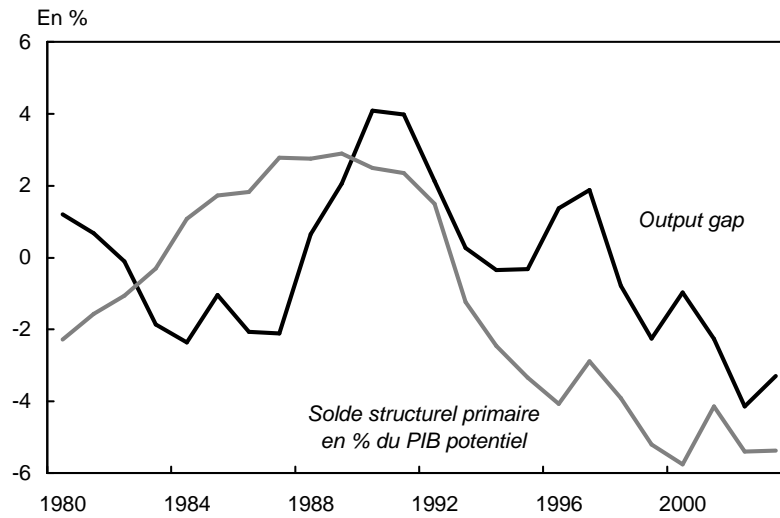
Source : *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*.

Graphique 3-1-c. Ecart de production et solde structurel primaire – Allemagne



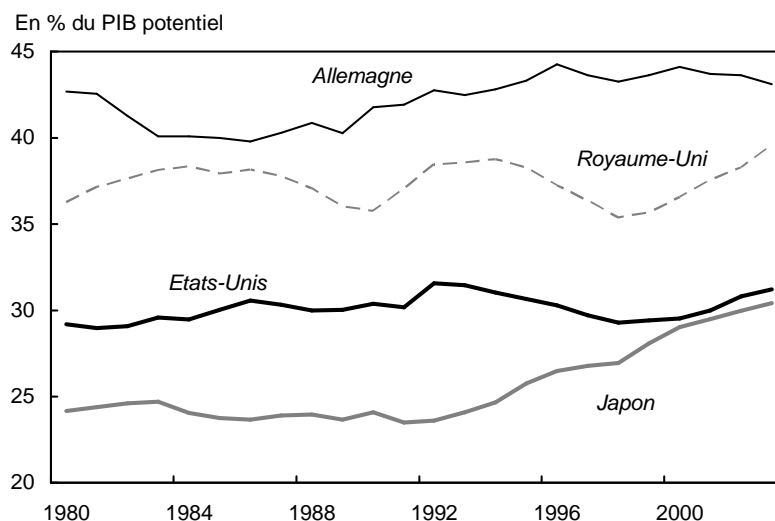
Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 75-76.

Graphique 3-1-d. Ecart de production et solde structurel primaire – Japon



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76.

Graphique 3-2. Dépense publique nette des paiements d'intérêt, corrigée des effets conjoncturels



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76.

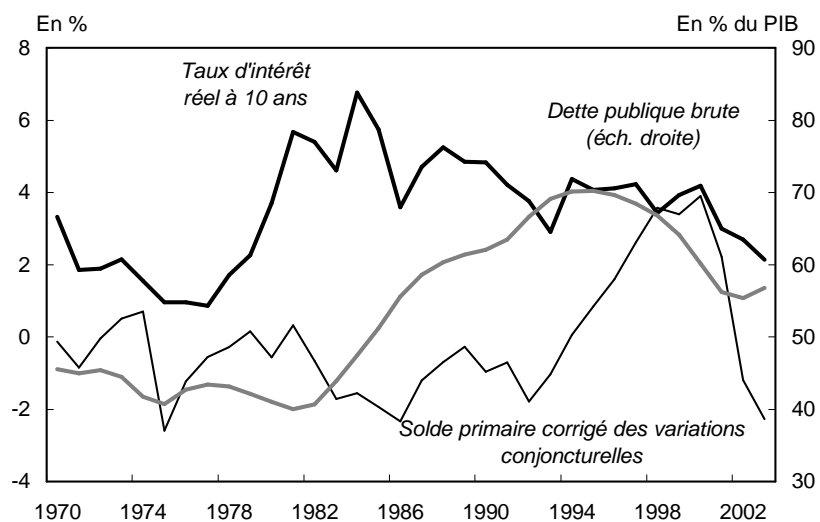
### 3.1.2. La dette publique

La dette publique brute contient l'ensemble des titres émis et emprunts contractés par les administrations publiques. La dette nette (qui en soustrait les avoirs financiers des administrations) est le concept le plus pertinent pour mesurer l'impact des engagements publics sur les comportements privés et les taux d'intérêt. Mais, elle n'intègre pas les engagements (ni d'ailleurs les cotisations futures) liés aux systèmes de retraite (Elmendorf et Mankiw (1999)). Pour mesurer l'effet de richesse, il faudrait ajouter à la dette publique nette la dette extérieure nette (ce qui est rarement fait).

L'examen de l'évolution conjointe du taux long réel et des variables budgétaires montre qu'il n'existe pas de lien automatique entre celui-ci et celles-là. Le taux long réel américain augmente en 1980, deux ans avant la hausse de la dette publique (Graphique 3-3). En Allemagne et au Japon, la dette publique s'accroît continuellement depuis 1970, tandis que les taux réels restent stables. Entre 1980 et 2003, la dette publique a diminué de 6 points tandis que le taux long réel augmentait d'environ 3 points au Royaume-Uni. La pratique consistant à expliquer le niveau ou les variations des taux longs réels par des seules variables de politique budgétaire<sup>7</sup> ne peut donc être satisfaisante.

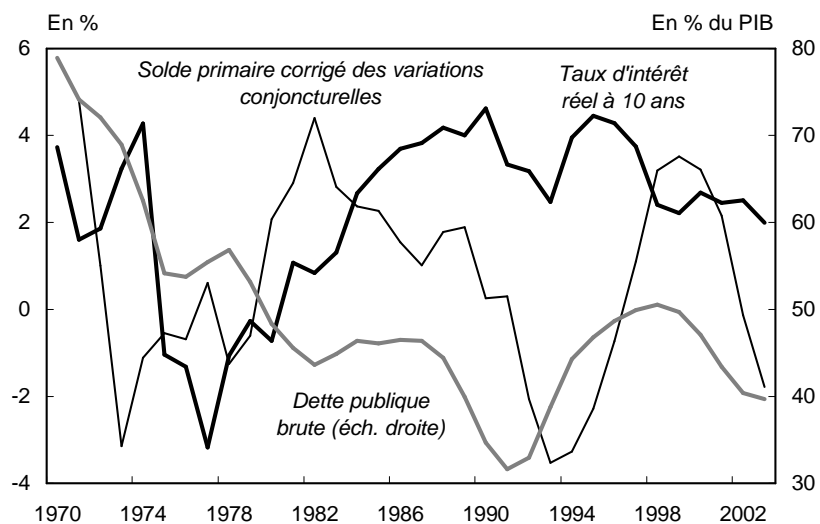
<sup>7</sup> Comme dans Ford et Laxton (1999) par exemple.

Graphique 3-3-a. Taux d'intérêt de long terme et finances publiques – États-Unis



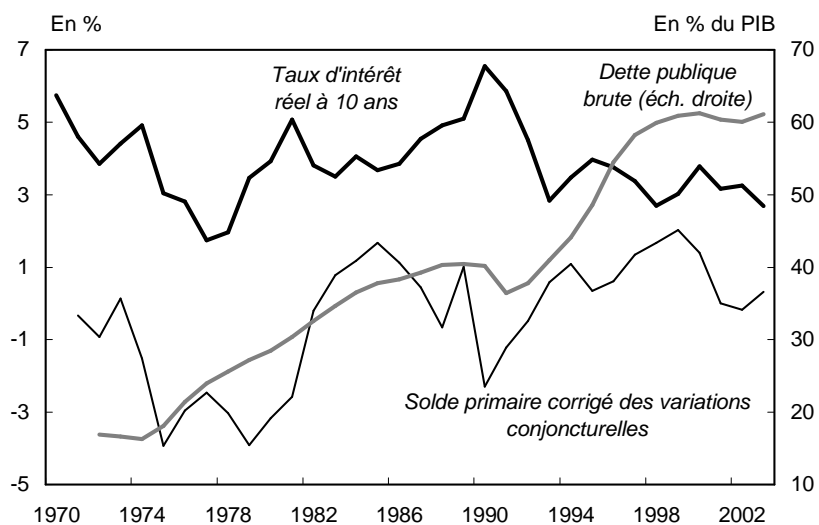
Sources : Réserve Fédérale, *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*, calcul de l'auteur.

Graphique 3-3-b. Taux d'intérêt de long terme et finances publiques – Royaume-Uni



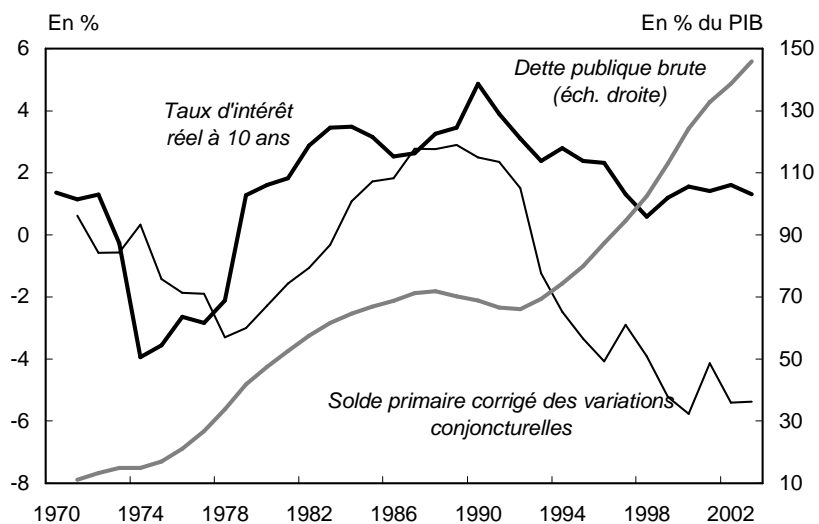
Sources : Banque d'Angleterre, Office for National Statistics, *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*, calcul de l'auteur.

Graphique 3-3-c. Taux d'intérêt de long terme et finances publiques – Allemagne



Sources : Bundesbank, Datastream, *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*, calcul de l'auteur.

Graphique 3-3-d. Taux d'intérêt de long terme et finances publiques – Japon



Sources : Datastream, Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecom, *Perspectives Économiques de l'OCDE 76*, calcul de l'auteur.

## 3.2. Les travaux empiriques

Les travaux empiriques étudiant l'impact de la dette et des déficits publics sur les taux d'intérêt sont très nombreux<sup>8</sup> ; ils présentent une grande diversité de résultats<sup>9</sup>.

Barth *et al.* (1991), ainsi que Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) classent les travaux empiriques portant sur les liens entre taux d'intérêt et déficits publics selon que l'on mesure cet impact sur le taux court ou le taux long. Ils constatent que les études portant sur les taux courts concluent généralement à l'absence d'effet des déficits ou de la dette sur ceux-ci. Mehra (1996) ne trouve pas d'impact significatif des variables de politique budgétaire sur la détermination du taux d'intérêt de court terme. Clarida *et al.* (1998), ne testent pas l'impact éventuel du déficit public sur celui-ci. En particulier, l'idée selon laquelle un fort niveau de dette obligerait la Banque centrale à pratiquer un bas taux d'intérêt pour éviter que la dette publique ne devienne insoutenable n'apparaît guère empiriquement.

Deux catégories d'équations de taux d'intérêt de long terme sont estimées. Les premières incluent le taux de court terme comme variable explicative du taux long, ce qui suppose que la politique monétaire ait un effet sur les taux longs par l'intermédiaire de comportements d'arbitrage sur le marché financier (sections 1, 2 et 3). Le deuxième type consiste à supposer que le taux long réel est déterminé par les anticipations des agents concernant le long terme de l'économie (l'équilibre sur le marché des biens ou la productivité marginale du capital), sans influence directe de la politique monétaire (sections 4 et 5).

### 3.2.1. La théorie des fonds prêtables.

La théorie des fonds prêtables est souvent évoquée pour mesurer les effets d'éviction (Hoelscher (1986) ; Barro et Sala-i-Martin (1991) ; Mehra (1992) ; Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) ; Cebula (2000) ; Caporale et Williams (2002)). L'équation estimée est une forme réduite du type :  $I = \alpha X + \varphi_1 SP + \varphi_2 b^G$ , où  $I$  est un taux d'intérêt nominal<sup>10</sup> de long terme, et  $X$  une matrice représentant la politique monétaire (généralement le taux court), les anticipations d'inflation, l'influence éventuelle des taux étrangers, et les conditions sur le

<sup>8</sup> Voir Brook (2003) et Laubach (2004) pour une revue récente de la littérature, et Barth *et al.* (1991) pour une revue exhaustive des travaux parus jusqu'à la fin des années 80.

<sup>9</sup> Parmi les études qui obtiennent un lien positif entre taux d'intérêt de long terme et déficit public, on peut citer Hoelscher (1986), Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995), Miller et Russek (1996), Cebula (2000), et Ardagna *et al.* (2004). D'autres ne mettent pas ce lien en évidence : Evans (1985), Evans (1987a), Evans (1987b), Mehra (1992), Breedon *et al.* (1999), Evans et Marshall (2001), Caporale et Williams (2002), Kliesen et Schmid (2004). L'effet du déficit public sur le taux de long terme américain est tantôt négatif (Evans (1985) ; Caporale et Williams (2002)), tantôt nul Mehra (1992), tantôt positif (Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) ; Ford et Laxton (1999)). Par ailleurs, il est généralement difficile de trouver un effet positif significatif de la dette sur le taux long réel. Par exemple, Ardagna *et al.* (2004) trouvent toujours un impact soit négatif, soit non significatif de la dette sur le taux long. Voir aussi Plosser (1987), Wachtel et Young (1987), Giannaros et Kolluri (1989), O'Donovan *et al.* (1996), Linde (2001), Chinn et Frankel (2003) et l'Annexe 3.C.

<sup>10</sup> Certains travaux estiment  $R = \alpha X + \varphi_1 SP + \varphi_2 b^G$ , où  $R$  est le taux long réel ( $R = I - \pi^a$ ) sans inclure les anticipations d'inflation  $\pi^a$  dans  $X$ . Cela suppose que l'inflation anticipée entre avec un coefficient égal à l'unité dans le taux long. Or certains travaux montrent que ce coefficient peut être inférieur à 1 (Mundell (1963) ; Tobin (1965)) ou supérieur à 1 (Darby (1975) ; Feldstein (1976)). Il paraît donc préférable d'estimer l'effet de l'inflation sur le taux long nominal plutôt que d'imposer un coefficient unitaire.

marché des biens, dont les effets sont mesurés par le vecteur  $\alpha$ .  $\varphi_1$  mesure l'impact spécifique du solde budgétaire sur la demande de fonds prêtables, donc sur le taux long réel ( $SP$  est le solde public), et  $\varphi_2$  l'effet du stock de dette publique<sup>11</sup>. Par exemple, Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) et Caporale et Williams (2002) estiment l'équation :  $I = \alpha_0 + \alpha_1 r + \alpha_2 \pi^e + \alpha_3 \dot{Y} + \varphi_1 SP + \varphi_2 b^G$  où  $r$  est le taux court réel,  $\pi^e$  l'inflation anticipée, et  $\dot{Y}$  le taux de croissance du PIB. Il s'agit d'une équation mal spécifiée : en particulier, on ne sait pas si les variables de finances publiques représentent des anticipations du déséquilibre futur du marché des biens, donc de l'inflation et des taux courts, ou si elles représentent l'arbitrage actuelle des agents entre titres courts et longs<sup>12</sup>. Elle suppose que seules les variables budgétaires jouent sur ce déséquilibre ou cet arbitrage. Pour être cohérent avec la théorie des fonds prêtables, il faudrait aussi analyser précisément la demande de fonds émanant des entreprises, leur endettement, et l'offre des ménages<sup>13</sup>.

Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) trouvent un effet négatif du solde budgétaire sur le taux long pour 10 pays de l'OCDE sur la période 1970-1993. Mais les séries de solde budgétaire ne sont pas corrigées des effets du cycle et des intérêts sur la dette, comme dans d'autres études (Hoelscher (1986) ; Mehra (1992) ; Caporale et Williams (2002)). Les équations estimées sont peu robustes à des changements de période d'estimation, ce qui montre la fragilité des équations de taux en forme réduite sur longue période.

Pour illustrer ces critiques, nous avons ré-estimé les équations de Correia-Nunes et Stemitsiotis sur la période 1978-2003. Une période d'estimation homogène a été choisie pour l'ensemble des pays, ce qui restreint la période d'estimation. Les données utilisées pour les estimations présentées dans le Tableau 3-1 et le Tableau 3-2 sont différentes de celles utilisées par Correia-Nunes et Stemitsiotis : elles sont issues des *Perspectives Economiques de l'OCDE* n°74, 75 et 76, excepté pour l'indice des prix du Royaume-Uni (cf. Annexe 3.A). On présente en Annexe 3.B les résultats d'estimations pratiquées sur des données provenant des mêmes sources que celles de Correia-Nunes et Stemitsiotis sur une période similaire, résultats qui confirment ceux exposés dans le Tableau 3-2.

On ne trouve plus que sept cas sur dix où le solde public a un impact sur le taux long nominal (Tableau 3-1). Si on remplace le solde budgétaire courant par le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles, et que l'on introduit l'écart de production dans l'estimation<sup>14</sup>, l'effet n'est significatif et négatif que dans trois cas sur dix (Tableau 3-2).

De toute évidence, les travaux de Correia-Nunes et Stemitsiotis ne peuvent servir de base empirique solide à l'affirmation d'un effet automatique du déficit public sur le taux d'intérêt de long terme. Les résultats issus de nos régressions montrent que cette relation n'est ni statistiquement forte, ni robuste, que ce soit sur la période 1978-2003 ou 1971-1993 (cf. Annexe 3.B).

---

<sup>11</sup> La justification de l'introduction du stock de dette repose soit sur une prime de risque, soit sur un effet de richesse. Caporale et Williams (2002) soulèvent la possibilité d'un effet qualité : lorsque la dette publique d'un pays est faible, les nouvelles émissions de titres sont fortement demandées, et se substituent à des titres plus risqués dans les portefeuilles des agents. Le stock de dette publique aurait alors un effet négatif sur le taux d'intérêt.

<sup>12</sup> Les auteurs ne discriminent pas entre l'endettement public financé à court et à long terme.

<sup>13</sup> Ce que font partiellement Barro et Sala-i-Martin (1991), qui estiment des équations d'investissement simultanément avec des équations de taux d'intérêt, sans trouver d'effet d'éviction significatif.

<sup>14</sup> L'*output gap* mondial est construit en agrégeant l'*output gap* de chacun des pays, pondéré par le poids respectif de chaque pays dans le PIB global de l'ensemble des pays étudiés (PIB réel exprimé en parité de pouvoir d'achat calculé par l'OCDE). On a utilisé les mêmes pondérations pour reconstruire les autres instruments.

Tableau 3-1. Réestimation des équations de Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) sur 1978-2003

	$C$	$r$	$\pi^a$	$SP$	$R^2$	$DW$
États-Unis	1,86 (4,93)	0,74 (6,64)	0,59 (7,07)	-0,44 (-4,68)	0,94	1,42
Japon	1,24 (1,83)	0,77 (4,79)	0,97 (13,99)	-0,02 (-0,19)	0,91	1,68
Allemagne	2,56 (5,77)	0,49 (7,94)	1,05 (6,92)	0,07 (0,69)	0,82	0,93
France	1,04 (2,15)	0,67 (11,34)	1,07 (27,67)	-0,33 (-2,62)	0,95	1,05
Royaume-Uni	1,42 (3,21)	0,59 (8,92)	0,84 (17,46)	-0,33 (-4,47)	0,94	1,52
Canada	3,79 (11,63)	0,34 (3,71)	0,64 (7,22)	-0,23 (-4,48)	0,91	1,13
Belgique	3,55 (9,18)	0,38 (3,05)	0,41 (3,48)	-0,29 (-3,29)	0,94	1,86
Danemark	1,78 (5,31)	0,48 (7,92)	1,42 (29,12)	-0,20 (-2,16)	0,97	1,49
Irlande	3,14 (2,90)	0,45 (3,63)	0,67 (3,20)	-0,28 (-1,84)	0,95	1,61
Pays-Bas	2,49 (6,34)	0,55 (6,70)	0,66 (7,52)	-0,31 (-3,05)	0,86	1,06

Notes :  $t$ -statistiques entre parenthèses ; Estimation par la Méthode des Moments Généralisée ;  $r$  : taux d'intérêt réel de court terme ;  $\pi^a$  : inflation anticipée ;  $SP$  : solde public en % du PIB.

Sources : Perspectives Economiques de l'OCDE, UK National Statistics, calcul de l'auteur.

Tableau 3-2. Effet du solde structurel primaire sur le taux long (1978-2003)

Etats-Unis	-0,42 (-3,43)	Canada (1981-2003)	-0,18 (-2,71)
Japon	0,01 (0,05)	Belgique	0,29 (1,43)
Allemagne	0,37 (3,20)	Danemark	-0,11 (-0,62)
France	0,09 (0,52)	Irlande (1979-2003)	-0,20 (-0,77)
Royaume-Uni	-0,21 (-2,89)	Pays-Bas	0,17 (0,45)

Notes : *t*-statistiques entre parenthèses ; Estimation par la Méthode des Moments Généralisée. Equation estimée :  $I = \alpha_0 + \alpha_1.r + \alpha_2.\pi^a + \alpha_3.y + \varphi_1.SSP$  ; *y* : écart de production ; *SSP* : solde primaire corrigé des variations conjoncturelles, en % du PIB potentiel. Sources : Perspectives Economiques de l'OCDE, UK National Statistics, calcul de l'auteur.

### 3.2.2. La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt.

Certains articles se basent sur la théorie de la structure par terme des taux d'intérêt pour tester l'impact des variables budgétaires sur les taux d'intérêt : une hausse anticipée du déficit ou de la dette publique conduit les agents à anticiper une hausse des taux courts dans l'avenir ; les taux longs augmentent immédiatement. Il suffit alors de tester l'effet des prévisions de dette et de déficit sur l'écart entre taux long et taux court. Une anticipation de hausse de la dette publique doit avoir un effet positif sur l'écart entre taux long et taux court. Le déficit courant est aussi utilisé, car, en raison de son inertie, il indique l'évolution future de la dette publique.

Canzoneri *et al.* (2002) estime l'équation :  $I - i = \alpha + \beta.SP^a$  où  $SP^a$  est le solde public anticipé (courant ou prévu) et *i* le taux nominal de court terme. Cette spécification est incorrecte : si le solde public diminue en période de basse conjoncture, le taux court sera lui-même faible, accroissant l'écart entre le taux long et le taux court. L'écart entre taux long et taux court est ainsi fonction, dans le court terme, négativement de l'écart de la production à son niveau potentiel :  $I - i = \alpha + \beta.SP^a - \gamma.y$ <sup>15</sup>.

La Commission Européenne (2004) inclut l'écart de production dans l'estimation, mais l'écart de production estimé par la Commission Européenne est globalement sous-évalué (Passet *et al.* (1997)). Le solde structurel employé sous-estime les effets du cycle sur le solde courant, et l'effet mesuré du solde structurel sur l'écart entre le taux long et le taux court risque d'être conjoncturel.

<sup>15</sup> De même, Laubach (2004) teste l'impact du déficit courant sur l'écart taux long / taux court. Il trouve un impact positif significatif pour les Etats-Unis, le Japon et le Royaume-Uni, et un impact non significatif pour l'Allemagne, la France, l'Italie et le Canada. L'auteur ne tient pas compte de la situation conjoncturelle. Cohen et Garnier (1991) utilisent les prévisions à un an faites par l'OMB (Office of Management and Budget), sans tenir compte du cycle. Or l'inertie du déficit implique que ces prévisions dépendent fortement de la situation conjoncturelle courante.

L'utilisation de projections à long terme du déficit public (5 à 10 ans pour les prévisions faites par l'Office of Management and Budget (OMB par la suite) pour les Etats-Unis) permet de s'affranchir des effets conjoncturels de la politique budgétaire. Cependant, la politique de stabilisation discrétionnaire ne doit pas systématiquement être assimilée à un déficit autonome. Ainsi, suivant les estimations de fonctions de réaction budgétaire, le *SSP* augmente lorsque l'écart de production s'améliore. Or les prévisions de *SSP* à plusieurs années ne prennent pas en compte cette réversibilité de la politique conjoncturelle discrétionnaire, puisqu'elles sont basées sur les mesures budgétaires arrêtées lors de leur élaboration. Ces prévisions ne reflètent pas correctement le caractère autonome ou non du déficit public anticipé puisqu'elles intègrent *DCD* à *DA*.

Pour illustrer ce point, nous avons testé sur l'écart entre le taux long et le taux court américain l'impact des projections de solde public à 5 ans effectuées en début d'année par le *Congressional Budget Office* (CBO) entre 1983 et 2003<sup>16</sup>. Puis l'impact de ces projections sur l'écart entre le taux long et le taux court américain a été estimé (Tableau 3-3). Lorsque l'écart de production est inclus dans l'estimation, l'effet du solde public n'est plus significatif, que ce soit le solde total ou le solde primaire.

Tableau 3-3. Ecart de taux d'intérêt et projections de solde public à 5 ans. 1983-2003.

Solde considéré :	Solde total		Solde primaire	
	$\alpha$	1,55 (6,35)	1,62 (10,45)	2,20 (12,41)
$\beta$	-0,20 (-3,46)	-0,09 (-1,60)	-0,25 (-3,50)	-0,07 (-0,96)
$\gamma$		-0,32 (-2,45)		-0,34 (-2,77)
$R^2$	0,26	0,49	0,25	0,45
$DW$	1,13	1,73	1,25	1,77

Notes : *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses ; Estimation par les Moindres Carrés Ordinaires ; données annuelles. Equation estimée :  $I - i = \alpha + \beta.SP^a + \gamma.y$ . *I* : taux nominal à 10 ans sur obligations du Trésor américain; *i* : taux nominal à 3 mois sur bons du Trésor américain. Sources : CBO, BEA, Perspectives Economiques de l'OCDE, FED, Canzoneri *et al.* (2002), calcul de l'auteur.

### 3.2.3. Le modèle IS/LM

Evans (1985, 1987a, 1987b) construit une forme réduite du taux d'intérêt de la forme  $I = c_0 + c_1.G + c_2.DP + c_3.\frac{M}{P}$ , *G* étant les dépenses publiques, *DP* le déficit public et  $\frac{M}{P}$  le stock d'encaisses réelles. Evans teste dans quelle mesure les dépenses et le déficit publics ont un effet sur le niveau (Evans, 1985 ; 1987a) ou sur la variation du taux long (Evans 1987b). Evans utilise le déficit courant (Evans, 1985), anticipé (Evans, 1987a) ou non anticipé (Evans, 1987b). Il ne trouve aucun effet du déficit public sur le taux d'intérêt, et un effet positif de la dépense publique. On ne sait pas dans quelle mesure il s'agit d'un effet de court ou de long terme, l'auteur ne corrigeant pas les variables budgétaires des effets du cycle. Les équations testées reposent aussi sur le postulat que l'inflation anticipée dépend des mêmes variables explicatives que le taux d'intérêt, et peut donc être éliminée de la forme réduite, ce qui est une

<sup>16</sup> Suivant Canzoneri *et al.* (2002), on calcule la moyenne des soldes budgétaires prévus les cinq années suivant l'année où est publiée la prévision et on la divise par le PIB nominal de l'année en court. Je remercie M. Canzoneri pour avoir accepté de mettre à ma disposition la série de déficit utilisée dans ces travaux.

hypothèse contestable. Du point de vue économétrique, les travaux d'Evans ont été critiqués du fait de l'utilisation de modèles VAR pour construire les anticipations des agents portant sur la politique budgétaire future, spécification qui apparaît trop mécanique.

### 3.2.4. Le modèle de croissance néoclassique.

Laubach (2003), Engen et Hubbard (2004) et Gale et Orszag (2004) estiment une équation dans laquelle le taux long réel dépend positivement du stock de dette publique courant ou anticipé, négativement de l'aversion au risque des agents, approximée par une prime de risque sur les actions<sup>17</sup>, et positivement d'une mesure du taux de croissance potentiel du produit. L'effet de la dette sur le taux long réel est alors estimé entre 0,03 et 0,05 point de taux d'intérêt par point supplémentaire de dette publique anticipée (en % du PIB). L'effet du déficit anticipé est de l'ordre de 0,25 point de taux par point de déficit.

On constate que le déficit anticipé est fortement corrélé au déficit courant, et n'apporte donc pas beaucoup d'information supplémentaire sur les anticipations de déficit à long terme. Par ailleurs, les tests reportés montrent un effet significatif sur le taux à 10 ans anticipé dans 5 ans, mais aucun effet sur le taux à 10 ans public courant. Enfin, on ne sait pas dans quelle mesure l'effet mesuré relève d'un effet d'annonce ou d'un effet de long terme : les tests sont effectués sur les taux d'intérêt relevés le dernier jour du mois où la prévision est rendue publique. Sur ce point, Quigley et Porter-Hudak (1994) montrent que la réaction des marchés est généralement temporaire.

### 3.2.5. La distinction des effets de court et de long terme.

Artus *et al.* (1990), Howe et Pigott (1991) et Orr *et al.* (1995) distinguent dans les variations des taux longs ce qui relève d'effets de court terme de ce qui relève d'effets de long terme<sup>18</sup>. Les équations sont estimées sous la forme de modèles à correction d'erreur. Artus *et al.* (1990) soutiennent que les taux longs sont principalement déterminés par des facteurs de court terme, issus d'un modèle de choix de portefeuille : le taux de court terme est la variable explicative dominante dans la formation des taux longs aux États-Unis, en Allemagne et en France entre 1960 et 1987, avec la variance empirique passée du taux long et la covariance entre taux long et inflation. Les auteurs cherchent à expliquer les déterminants de long terme du taux long pour les États-Unis. Ils ne trouvent pas d'effet de l'offre d'obligations publiques, et trouvent même un effet négatif de la dépense publique sur le taux long.

---

<sup>17</sup> Suivant la formule de Gordon et Shapiro (1956), le rendement attendu sur les actions vaut  $Rend^a = \frac{div}{cap} + g_{div}^a$

où *div* est le dividende versé, *cap* la capitalisation boursière et  $g_{div}^a$  le taux de croissance attendu des dividendes.

La prime de risque sur les actions vaut alors  $prime = \frac{div}{cap} + g_{div}^a - I$ . Les auteurs utilisent les dividendes en % de la valeur de marché des actions détenues par les ménages, le taux de croissance tendanciel du PIB (comme approximation de  $g_{div}^a$ ) et le taux réel à 10 ans. Le problème de cette mesure *ex post* de la rentabilité des actions est qu'elle ne tient pas compte du gain en capital anticipé issu de la détention des actions par les ménages.

<sup>18</sup> Orr *et al.* (1995) expliquent la hausse des taux longs réels de long terme par des déficits publics persistants entre 1981 et 1994, sans pour autant trouver d'effet significatif des soldes structurels et des niveaux de dette publique dans les équations de long terme estimées : ils testent l'effet du déficit courant, ce qui est contestable, puisque l'effet qu'ils mesurent est conjoncturel. Par ailleurs, ils ne trouvent plus, dans leurs estimations sur 1975-1994, d'effet des déficits courants.

Howe et Pigott (1991) estiment un taux d'intérêt d'équilibre au sens de Wicksell : le taux long d'équilibre dépendrait du rendement du capital, du ratio de la dette totale des agents non financiers sur le PIB (et non de la seule dette publique), et de la contribution des obligations publiques au risque d'un portefeuille domestique global (composé d'obligations et d'actions). Le taux de marché s'en écarterait du fait de l'action des politiques monétaire et budgétaire. L'estimation, sur la période 1975-1990, conclut que la hausse de la dette totale des agents non financiers a contribué pour 5 points à l'élévation du taux long réel d'équilibre au Japon, 6,5 points au Royaume-Uni, ou encore 0,8 point aux États-Unis. Il est cependant difficile d'imputer cette hausse à l'endettement public dans les deux premiers pays : la dette publique nette y décroît entre 1980 et 1990. L'absence de décomposition entre dette privée et dette publique empêche de mesurer les contributions respectives de chacune d'elles à l'élévation du taux long réel d'équilibre.

Les études distinguent rarement les effets de court et de long terme. Elles ont souvent le défaut de ne pas distinguer le solde courant du solde structurel. Que le taux long soit supérieur au taux court quand la conjoncture est mauvaise (et donc le solde public déficitaire) n'apporte aucun élément explicatif de l'effet de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. Elles intègrent rarement la dette des agents privés et le patrimoine désiré des ménages. Enfin, on peut craindre qu'elles ne fassent que mettre en évidence la corrélation inverse : la forte hausse des taux réels après 1980 a obligé beaucoup de pays à s'engager dans des politiques budgétaires de soutien. La dette publique a fait boule de neige en raison de l'effet des taux d'intérêt (Creel et Sterdyniak (1995)).

### 3.3. Estimations économétriques de l'effet des finances publiques

Cette partie analyse empiriquement les liens à long terme entre variables budgétaires et taux d'intérêt. La première section présente les résultats d'estimations de fonctions de réaction monétaires. La deuxième section présente les résultats d'estimations de taux longs réels. La troisième section tente de réconcilier la politique monétaire, l'évolution du taux long courant et le taux réel de long terme. Nous revenons sur l'évolution de la dette privée et de la dette publique, ainsi que sur les liens entre taux long privé et taux long public dans la quatrième section.

#### 3.3.1. Politique monétaire et politique budgétaire

Nous avons estimé des fonctions de réaction en y intégrant les dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles, le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles (en % du PIB potentiel), et la dette publique<sup>19</sup> (en % du PIB). L'équation estimée est donc :  $i = \rho.i_{-1} + (1 - \rho) \cdot (\alpha + \lambda.\pi + \mu.y + \nu_1.\dot{Y} + \nu_2.i^* + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.b^G)$ .

---

<sup>19</sup> On retient la dette publique brute pour le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne, la dette publique nette pour les États-Unis. Dans ce dernier cas, l'écart-type estimé est plus faible avec la série de dette nette. Les conclusions portant sur l'impact des variables budgétaires sur le taux court sont peu modifiées quelle que soit la série de dette utilisée.

La Banque centrale ajuste graduellement son taux à un niveau cible, fonction de l'inflation  $\pi$ , de l'écart de production<sup>20</sup>  $y$ , du taux de croissance du PIB  $\dot{Y}$  et éventuellement d'un taux court nominal étranger  $i^*$ . On introduit simultanément dans l'estimation les dépenses publiques et le *SSP*. Cela permet de tester l'effet différencié de la dépense et des impôts sur le taux court réel. Ainsi,  $\gamma_1$  mesure l'effet des impôts,  $\gamma_2 - \gamma_1$  celui de la dépense publique, et  $\gamma_3$  celui de la dette publique. Les estimations montrent que les autorités monétaires n'ont augmenté le taux d'intérêt de court terme suite à des hausses de dépenses publiques, des baisses d'impôts ou du niveau de la dette dans aucun des pays considérés (Tableau 3-4).

Tableau 3-4. Estimations de fonctions de réaction des Banques centrales

Période	Etats-Unis 1980-2003	Royaume-Uni 1980-2003	Allemagne 1980-1998	Japon 1980-2003
$\rho$	0,53 (6,64)	0,57 (7,39)	0,43 (3,93)	0,28 (1,58)
$\alpha$	-1,72 (-1,13)	-2,59 (-1,43)	0,90 (0,59)	1,08 (1,09)
$\lambda$	1,61 (6,11)	0,92 (2,81)	0,83 (4,01)	1,45 (4,19)
$\mu$	0,39 (2,89)	0,57 (1,61)	1,09 (2,46)	-0,29 (-2,15)
$\nu_1$	0,76 (3,53)	0,85 (1,42)	-0,13 (-0,61)	0,16 (0,84)
$\nu_2$		0,65 (1,82)	0,48 (1,92)	
$\gamma_1$	-0,11 (-0,40)	-0,13 (-0,48)	0,76 (1,42)	0,51 (2,22)
$\gamma_2$	-1,30 (-1,44)	-0,18 (-0,34)	0,35 (0,82)	0,49 (0,64)
$\gamma_3$	0,02 (0,28)	-0,11 (-0,99)	-0,12 (-1,59)	-0,03 (-0,48)
$R^2$	0,97	0,90	0,94	0,93
$DW$	1,93	1,89	2,25	2,02

Note : Données annuelles. *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses.  
Source : Estimations de l'auteur.

### 3.3.2. Le taux d'intérêt réel de long terme

On estime maintenant une équation de taux d'intérêt réel de long terme en supposant que ce taux est déterminé par l'équilibre anticipé de la demande et de l'offre dans le long terme, les variables budgétaires courantes étant un indicateur des variables budgétaires futures. L'équation estimée est de la forme  $R = \alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.b^G + \phi.R^*$ , où  $R^*$  est un taux d'intérêt réel étranger<sup>21</sup>. L'inflation anticipée est représentée par un processus adaptatif :

<sup>20</sup> Pour les Etats-Unis, on utilise le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie.

<sup>21</sup> Pour le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne, on retient le taux long réel américain. Suivant Artus *et al.* (1990), on suppose que le taux court américain est fixé en fonction de considérations internes, contrairement aux taux courts des autres pays, qui dépendent sur la période de la politique de change des Banques centrales par

$\pi_{LT}^a = 0,7\pi_{LT,-1}^a + 0,3\pi^{22}$ . L'écart de production  $y$  est celui de l'OCDE<sup>23</sup>. Le solde public primaire  $SSP$  et la dépense publique primaire sont corrigés des variations conjoncturelles et, comme la dette publique brute  $B$ , exprimés en % du PIB potentiel.

Les estimations<sup>24</sup> sur la période 1980-2003 (Tableau 3-5, colonnes I, V, IX et XIII) ne montrent une corrélation négative et significative entre le solde structurel primaire et le taux long réel que dans les cas américain et britannique. La dépense publique a un impact négatif (Etats-Unis) ou nul sur le taux long réel. Pour l'Allemagne et le Japon, les coefficients de dépense, dette et solde publics ne sont jamais différents de zéro. Les coefficients portant sur le stock de dette publique brute<sup>25</sup> ne sont jamais significatifs.

L'estimation des paramètres est biaisée si l'équation estimée omet des déterminants importants du taux long réel. Cependant, le faible nombre d'observations ne permet pas d'introduire un grand nombre de facteurs explicatifs additionnels. Le modèle de portefeuille suggère d'introduire une mesure du risque associé à la détention d'obligations. L'arbitrage obligation/action suggère d'introduire le taux de rendement du capital physique (Howe et Pigott (1991)). L'équation estimée est :  $R = \alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.B^G + \phi.R^* + \delta_1.X + \delta_2.risk_{-1}$ , où  $X$  est soit le taux de croissance tendanciel du PIB (colonnes II, VI, X, XIV), soit la rentabilité brute du stock de capital privé  $rent_k$  (colonnes III, VII, XI, XV), et  $risk$  est une mesure de la volatilité passée du taux long. L'introduction de variables additionnelles n'améliore pas les estimations pour le Royaume-Uni et le Japon, les coefficients  $\delta_1$  et  $\delta_2$  étant non significatifs ou de signe opposé à celui attendu. Dans le cas des Etats-Unis, la croissance tendancielle a un impact positif significatif sur le taux long réel. Dans le cas allemand, la dépense publique a un impact positif lorsqu'on introduit le taux de croissance tendanciel dans l'estimation (colonne XIV).

Lorsqu'on garde uniquement les variables dont l'effet est significatif et de signe attendu (colonnes IV, VIII, XII, et XVI), on constate que le  $SSP$  n'a plus d'impact significatif aux Etats-Unis, contrairement au cas anglais. Dans le cas allemand, la dépense publique et la dette brute ont un impact positif significatif sur le taux long réel.

L'estimation d'une forme réduite ne permet donc pas d'affirmer que l'évolution des dépenses, du déficit public ou de la dette a systématiquement entraîné une variation des taux longs réels sur la période étudiée. Aux Etats-Unis, une baisse des prélèvements de 1 % du PIB potentiel entraînerait selon les estimations une hausse de 0,25 à 0,5 point du taux d'intérêt, mais cet effet semble lié à l'introduction dans l'estimation de la dépense publique, qui aurait alors un impact fortement négatif sur le taux long, ce qui est contraire au résultat attendu. Dans le cas du Royaume-Uni, une baisse du  $SSP$  de 1 % du PIB potentiel augmenterait le taux réel de long terme de 0,22 à 0,42 point, sans que la dette n'ait d'impact. Cet effet est de l'ordre de 0,28 à 0,42 point de taux réel par point de  $SSP$  dans le cas de l'Allemagne, où une hausse de 1 point de PIB potentiel de la dette publique brute entraînerait une hausse de 0,05 point de taux long réel.

---

rapport au dollar. Le taux long américain serait alors indépendant des taux étrangers, et les taux longs des autres pays dépendraient du taux long américain.

<sup>22</sup> Helbling et Wescott (1995) retiennent une modélisation identique de l'inflation anticipée.

<sup>23</sup> Pour les Etats-Unis, on retient le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie.

<sup>24</sup> Les estimations sont effectuées sur données annuelles : selon Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995), les travaux effectués sur données mensuelles ou trimestrielles conduisent généralement à rejeter tout lien entre les taux d'intérêt et la dette et les déficits publics.

<sup>25</sup> La dette publique nette a aussi été testé, et n'a pas d'effet positif significatif.

### 3.3.3. Taux long, politique monétaire et inflation anticipée

Les équations estimées dans la section précédente ne prennent pas en compte l'impact de la politique monétaire sur le taux long courant. La démarche économétrique habituelle consiste à tester un modèle dans lequel le taux long nominal  $I$  dépend du taux court nominal courant  $i$  et d'un taux long nominal à long terme. On estime donc l'équation :

$$(3.1) \quad I = \rho.i + (1 - \rho) \cdot (\alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.b^G + \phi.R^* + \lambda.\pi_{LT}^a)$$

Le taux long nominal dépend d'une constante, des variables de politique budgétaire, de l'inflation anticipée et, le cas échéant, d'un taux long réel étranger. En fixant  $\rho = 0$ ;  $\lambda = 1$ , on retrouve les résultats de la section précédente.

La prise en compte de la politique monétaire et l'estimation de l'impact de l'inflation anticipée apportent une nette amélioration à la qualité des estimations : les écarts type estimés (Tableau 3-6) sont toujours inférieurs à ceux du Tableau 3-5. Cela confirme le rôle déterminant de la politique monétaire dans la détermination des taux longs, excepté dans le cas de l'Allemagne. Les estimations ne montrent aucun effet significatif, ou de signe attendu, de la dette (cf. Tableau 3-6 ; colonnes I, V, IX et XIII), et plus largement des variables de politique budgétaire aux Etats-Unis, au Japon et en Allemagne (colonnes I, IX et XIII). Au Royaume-Uni, une baisse du *SSP* entraîne une hausse de 0,56 point du taux long réel de long terme.

L'introduction de variables additionnelles confirme les résultats pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni. Au Royaume-Uni, la dette a un impact positif, mais la prime de risque et la rentabilité du capital ont un impact négatif, contrairement au signe positif attendu. Pour le Japon, on trouve un effet positif de la dépense publique (colonne X) alors que la prime de risque a à aussi un impact négatif sur le taux d'intérêt.

Tableau 3-5. Estimations d'équations de taux réels de long terme

	Etats-Unis				Royaume-Uni				Japon				Allemagne			
	Variables budgétaires <b>I</b>	Croissance tendancielle <b>II</b>	Rentabilité du capital <b>III</b>	Equation finale <b>IV</b>	Variables budgétaires <b>V</b>	Croissance tendancielle <b>VI</b>	Rentabilité du capital <b>VII</b>	Equation finale <b>VIII</b>	Variables budgétaires <b>IX</b>	Croissance tendancielle <b>X</b>	Rentabilité du capital <b>XI</b>	Equation finale <b>XII*</b>	Variables budgétaires <b>XIII</b>	Croissance tendancielle <b>XIV</b>	Rentabilité du capital <b>XV</b>	Equation finale <b>XVI*</b>
$\alpha$	4,26 (32,36)	2,43 (1,27)	4,63 (3,94)	3,41 (20,05)	2,85 (23,06)	0,61 (0,26)	6,07 (7,87)	2,85 (20,98)	2,46 (22,82)	2,59 (2,53)	5,92 (2,94)	1,11 (4,41)	4,18 (40,08)	0,94 (0,89)	11,28 (4,30)	1,04 (1,04)
$\mu$	0,13 (1,45)	0,14 (2,39)	0,12 (1,91)	0,14 (3,33)	0,09 (1,41)	0,07 (1,02)	0,07 (1,60)	0,17 (3,60)	0,12 (1,58)	0,17 (2,66)	0,14 (2,32)	0,14 (2,03)	0,30 (6,89)	0,10 (0,89)	0,24 (3,80)	0,11 (0,95)
$\gamma_1$	-0,51 (-3,83)	-0,25 (-2,21)	-0,20 (-1,13)		-0,28 (-3,90)	-0,27 (3,67)	-0,42 (-8,29)	-0,22 (-4,14)	0,19 (1,43)	0,09 (0,41)	0,27 (2,06)		-0,13 (-1,00)	-0,24 (-1,51)	-0,42 (-2,44)	-0,28 (-2,09)
$\gamma_2$	-1,56 (-3,08)	-0,74 (-1,82)	-0,78 (-1,73)		-0,32 (-1,38)	-0,34 (-1,68)	-0,45 (-4,26)		-0,09 (-0,22)	-0,22 (-0,48)	0,14 (0,36)		-0,13 (-1,05)	0,06 (0,36)	-0,48 (-2,66)	
$\gamma_3$	0,04 (0,72)	0,00 (0,08)	0,02 (0,64)		-0,04 (-1,71)	-0,06 (-2,50)	-0,02 (-1,32)		0,01 (0,38)	0,01 (0,33)	-0,02 (-0,88)		0,01 (0,37)	0,04 (1,51)	0,06 (1,91)	0,05 (2,13)
$\phi$					0,56 (4,93)	0,40 (1,82)	0,79 (12,54)	0,45 (4,35)	0,23 (2,90)	0,21 (2,76)	0,22 (3,19)		0,17 (3,37)	0,25 (3,14)	0,39 (3,18)	0,23 (4,85)
$\delta_1$		0,44 (0,67)	-0,03 (-0,78)		0,88 (0,89)	-0,19 (-5,14)			0,16 (0,40)	-0,14 (-1,50)	0,53 (5,51)		1,25 (2,64)	-0,37 (-2,93)	1,19 (2,76)	
$\delta_2$		0,38 (1,93)	0,41 (2,34)	0,73 (4,36)	0,11 (0,79)	-0,36 (-1,44)			-1,01 (-3,86)	-0,86 (-3,50)			0,81 (2,24)	0,17 (0,36)	0,87 (2,69)	
$\bar{R}^2$	0,53	0,63	0,63	0,58	0,71	0,70	0,85	0,69	0,65	0,71	0,71	0,56	0,68	0,82	0,82	0,84
DW	1,70	1,67	1,75	1,33	0,76	0,80	1,56	0,68	1,26	1,18	1,34	0,82	1,24	1,75	1,53	1,73
SEE	0,72	0,64	0,64	0,69	0,70	0,72	0,50	0,73	0,61	0,55	0,55	0,68	0,55	0,41	0,41	0,39

Notes : *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés. (\*) : Taux de croissance tendancielle inclut dans l'estimation. Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 3-6. Taux longs nominaux de long terme et politique monétaire

	Etats-Unis				Royaume-Uni				Japon				Allemagne			
	Variables budgétaires <b>I</b>	Croissance tendancielle <b>II</b>	Rentabilité du capital <b>III</b>	Equation finale <b>IV</b>	Variables budgétaires <b>V</b>	Croissance tendancielle <b>VI</b>	Rentabilité du capital <b>VII</b>	Equation finale <b>VIII</b>	Variables budgétaires <b>IX</b>	Croissance tendancielle <b>X</b>	Rentabilité du capital <b>XI</b>	Equation finale <b>XII</b>	Variables budgétaires <b>XIII</b>	Croissance tendancielle <b>XIV</b>	Rentabilité du capital <b>XV</b>	Equation finale <b>XVI*</b>
$\rho$	0,59 (2,53)	0,54 (4,10)	0,55 (4,07)	0,34 (6,27)	0,42 (3,71)	0,35 (4,48)	0,40 (8,07)	0,36 (9,49)	0,53 (7,71)	0,32 (4,49)	0,40 (5,82)	0,42 (7,39)	0,21 (1,30)	0,03 (0,28)	-0,14 (-1,31)	
$\alpha$	6,42 (2,05)	2,38 (0,62)	2,04 (0,28)	3,42 (8,10)	0,33 (0,55)	-4,41 (-2,38)	4,06 (2,23)	0,39 (0,69)	-1,78 (-1,37)	-3,44 (-3,99)	-8,24 (-2,07)	0,09 (0,12)	5,72 (4,76)	-1,48 (-1,00)	12,62 (6,31)	-1,33 (-0,85)
$\mu$	-0,24 (-0,59)	-0,14 (-0,72)	-0,14 (-0,70)		-0,07 (-0,63)	-0,14 (-1,85)	-0,22 (-2,91)		-0,31 (-2,10)	-0,23 (-2,82)	-0,38 (-3,08)	0,16 (2,59)	0,10 (0,58)	0,09 (0,78)	0,36 (5,15)	0,10 (0,94)
$\gamma_1$	-1,01 (-1,31)	-0,41 (-1,34)	-0,54 (-1,24)		-0,56 (-6,55)	-0,63 (-9,33)	-0,61 (-9,35)	-0,46 (-10,73)	0,05 (0,31)	0,06 (0,57)	0,21 (1,61)		-0,18 (-0,65)	-0,38 (-3,03)	-0,56 (-3,63)	-0,29 (-2,43)
$\gamma_2$	-1,82 (-1,53)	-0,15 (-0,18)	-0,54 (-0,63)		-0,04 (-0,14)	-0,17 (-1,21)	-0,17 (-1,47)		0,03 (0,11)	0,57 (3,33)	0,35 (1,37)		-0,07 (-0,17)	-0,13 (-0,71)	-0,81 (-3,33)	
$\gamma_3$	0,19 (1,06)	0,09 (1,00)	0,15 (1,40)	0,05 (2,72)	0,04 (0,93)	0,01 (0,25)	0,06 (2,05)		-0,07 (-2,76)	-0,10 (-6,24)	-0,10 (-3,84)		0,00 (0,06)	0,12 (3,27)	0,11 (2,84)	0,09 (2,93)
$\phi$					0,97 (5,10)	1,07 (6,28)	1,14 (8,51)	0,92 (6,40)	1,03 (3,99)	0,64 (4,65)	0,81 (4,34)	0,61 (4,34)	0,23 (2,17)	0,25 (3,31)	0,43 (4,82)	0,29 (5,39)
$\lambda$	1,14 (3,49)	1,11 (4,82)	1,34 (2,39)	1,24 (10,72)	1,15 (19,58)	1,37 (24,29)	1,04 (9,12)	1,15 (21,30)	0,68 (4,20)	0,87 (8,97)	0,79 (5,78)	0,76 (7,63)	0,57 (1,56)	1,44 (7,55)	1,49 (7,41)	1,39 (7,09)
$\delta_1$		0,88 (0,58)	0,08 (0,40)		1,52 (2,08)	-0,19 (-2,73)			1,42 (4,24)	0,35 (1,87)			1,77 (3,71)	-0,52 (-4,72)	1,77 (3,74)	
$\delta_2$		0,76 (2,13)	0,93 (2,38)	0,75 (3,63)	-0,74 (-4,25)	-0,78 (-4,71)			-1,39 (-5,11)	-1,37 (-3,22)			0,74 (1,82)	-0,09 (-0,24)	0,67 (1,85)	
$\bar{R}^2$	0,94	0,96	0,96	0,96	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,98	0,96	0,83	0,91	0,91	0,92
DW	1,97	1,96	1,74	1,55	1,86	1,99	2,12	1,61	1,97	2,16	2,22	0,99	1,07	1,93	2,05	2,00
SEE	0,65	0,56	0,57	0,55	0,42	0,29	0,28	0,41	0,38	0,30	0,34	0,48	0,54	0,41	0,41	0,37

Notes : *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés non linéaires. Pour l'Allemagne, l'introduction d'une indicatrice valant 1 en 1991 (réunification) ne change pas les résultats. (\*) : Taux de croissance tendanciel inclut dans l'estimation. Source : Calcul de l'auteur.

Dans le cas allemand (colonnes XIV et XV), seule la croissance tendancielle a un impact significatif de signe attendu, et la prime de risque a alors un impact positif significativement différent de zéro au seuil de 10%. Le solde public a maintenant un impact négatif sur le taux d'intérêt, de l'ordre de -0,38 point de taux par point de *SSP*. La dette publique a aussi un effet positif de 0,12 point de taux par point de dette.

Si on ne conserve que les variables ayant un impact significatif de signe attendu (colonnes IV, VIII, XII et XVI), on constate l'absence d'effet de la politique budgétaire au Japon, un effet négatif du *SSP* en Allemagne et au Royaume-Uni, et un effet de la dette en Allemagne et aux Etats-Unis.

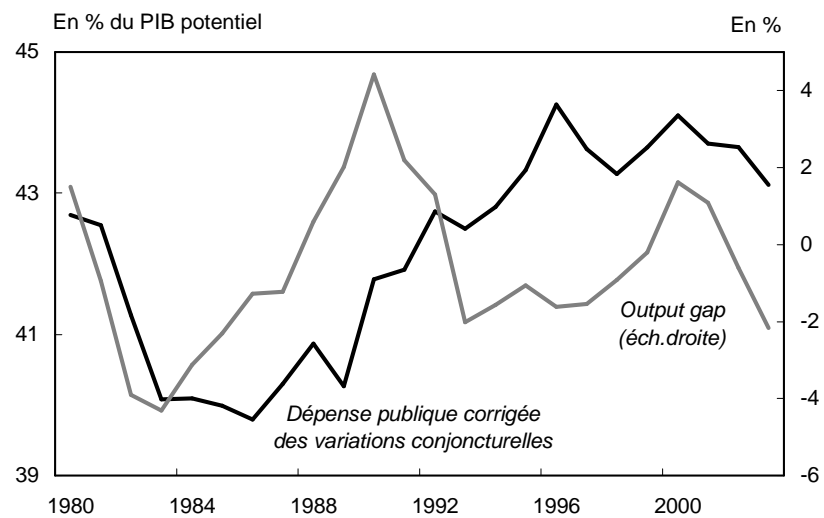
Les dépenses primaires et le solde primaire corrigés des variations conjoncturelles, ainsi que la dette publique n'ont, d'après nos estimations, aucun effet sur le taux long au Japon sur la période 1980-2003. La déflation subie par le Japon tout au long des années 90 montre que ce pays ne s'est pas trouvé en régime classique en moyenne sur la période considérée. Les fortes hausses des dépenses publiques et de la dette n'ont pas été associées à une forte demande globale, ce qui s'est traduit par une absence d'effet sur le taux long réel.

En Allemagne, les résultats sont plus difficiles à interpréter. Les équations estimées (Tableau 3-5 et Tableau 3-6) indiquent un impact de l'ordre de -0,28 à -0,38 point de taux par point de *SSP* et de 0,05 à 0,09 point de taux d'intérêt par point de dette publique. Le caractère plus procyclique de la politique budgétaire (cf. Graphique 3-4), notamment du fait de la réunification et de la détermination de la Bundesbank à lutter contre l'inflation, a pu être à l'origine de tensions entre les autorités monétaires et budgétaires se reflétant dans les taux longs. Cependant, le niveau des dépenses publiques primaires structurelles est élevé tout au long des années 90, tandis que l'écart de production est continuellement négatif entre 1993 et 1998 (et le taux de chômage très élevé). Il est donc délicat d'interpréter ces effets comme étant des effets d'éviction, à moins de supposer que les marchés aient anticipé un retour rapide au plein-emploi et une inertie du déficit.

Concernant le Royaume-Uni, une première conclusion serait qu'une baisse permanente du *SSP* de 1 point de PIB potentiel aurait pour effet une hausse du taux réel de long terme de l'ordre de 0,22 à 0,46 point. Ceci suppose que sur la période considérée, les politiques budgétaires menées aient été en moyenne procycliques, ou bien qu'une élévation structurelle (ou une diminution) de la dépense et/ou de la dette publique ait conduit à une variation permanente de même signe du taux long réel. Cependant, les données ne permettent guère la validation d'un tel schéma (cf. Graphique 3-1 à Graphique 3-3). La dépense publique reste stable en moyenne sur la période, et le *SSP* est contracyclique. Un calcul des corrélations entre séries montre ainsi qu'au Royaume-Uni, une hausse de 1 point de l'écart de production est associée à une baisse de la dépense publique de 0,34 point de PIB potentiel (cf. Graphique 3-4). Par ailleurs, la dette diminue fortement, mais sans avoir d'effet sur le taux long. L'effet mesuré peut alors provenir, soit d'un effet d'anticipation lié à l'inertie du *SSP*, soit d'une mauvaise prise en compte de l'effet du cycle dans l'estimation.

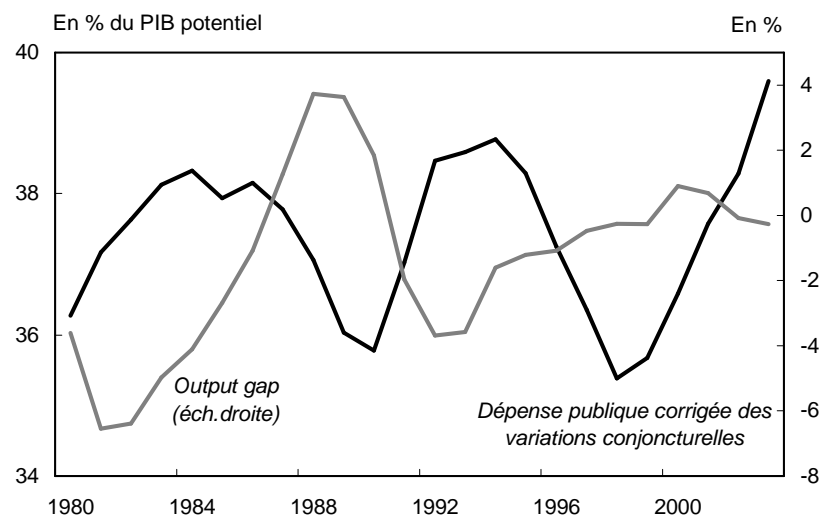
Aux Etats-Unis, les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt sont peu robustes à la spécification utilisée, seul un effet de la dette publique étant identifié lorsque les variables non significatives ou de signe attendu sont exclues (Tableau 3-6). Cela va à l'encontre des nombreuses études exposant un lien entre le déficit et les taux d'intérêt pour ce pays, et montre l'importance du choix des variables budgétaires considérées.

Graphique 3-4-a. Dépense publique et output gap – Allemagne.



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76.

Graphique 3-4-b. Dépense publique et output gap – Royaume-Uni.



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76.

### 3.3.4. Prolongements

#### 3.3.4.1. Prise en compte de la dette privée

On a vu dans le premier chapitre que l'effet à long terme de la dette publique sur les taux d'intérêt dépend de son évolution conjointe avec la dette privée : une hausse de la dette publique n'est pas problématique dès lors qu'elle accompagne un désendettement des entreprises privées. Nous ajoutons donc à la dette publique brute la dette brute des entreprises privées non financières pour les Etats-Unis, l'Allemagne et le Japon<sup>26</sup>. Nous estimons les équations IV, XII et XVI du Tableau 3-6 avec la dette brute totale. Les résultats sont reportés dans le Tableau 3-7. L'effet mesuré est similaire pour les Etats-Unis par rapport à celui de la dette publique brute. Cet effet est deux fois moins important pour l'Allemagne. Aucun effet significatif n'est trouvé pour le Japon. Ces résultats sont en ligne avec l'évolution conjointe des dettes publique et privée de chaque pays : concernant l'Allemagne, la dette publique et la dette privée évoluent parallèlement, les hausses de la dette publique s'ajoutant à celles de la dette privée (cf. Graphique 3-5). La corrélation entre dettes publique et privée vaut ainsi 0,85 sur la période. Il en est de même pour les Etats-Unis jusqu'au début des années 1990, la corrélation entre dette publique et dette privée valant 0,27 sur la période 1980-2003<sup>27</sup>. Par contre, la dette publique vient clairement compenser le fort désendettement des entreprises privées au Japon, les dettes publique et privée ayant une corrélation négative valant -0,55 sur la période<sup>28</sup>. Cela explique l'absence d'effet de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt dans ce pays.

---

<sup>26</sup> Nous n'avons pu construire la dette privée brute des entreprises non financières pour le Royaume-Uni qu'à partir de 1987, ce qui laisse trop peu d'observations pour une estimation sur données en fréquence annuelle.

<sup>27</sup> Cette corrélation vaut 0,95 sur la période 1980-1991 et -0,95 sur la période 1992-2003.

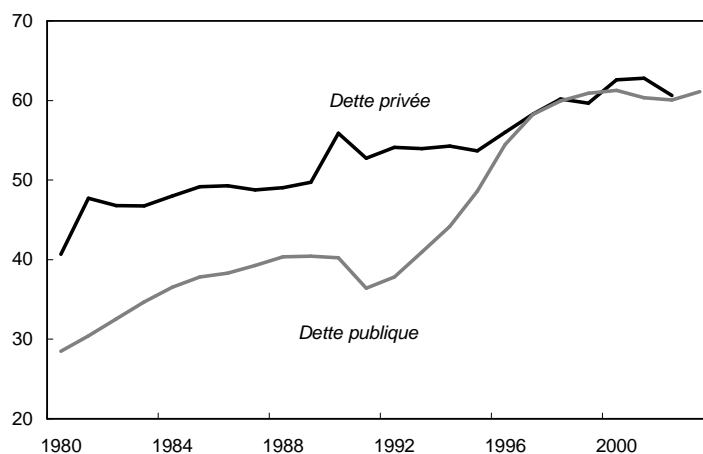
<sup>28</sup> Cette corrélation s'élève à -0,98 sur 1991-2003.

Tableau 3-7. Effet de la dette brute totale

	Etats-Unis	Japon	Allemagne
$\rho$	0,35 (6,35)	0,44 (6,20)	
$\alpha$	3,44 (6,99)	-0,09 (-0,10)	-0,06 (-0,06)
$\mu$		0,15 (2,48)	0,08 (0,87)
$\gamma_1$			-0,28 (-2,74)
$\gamma_2$			
$\gamma_3$	0,05 (2,24)	-0,00 (-0,33)	0,05 (4,85)
$\phi$		0,66 (3,30)	0,30 (6,71)
$\lambda$	1,27 (9,12)	0,74 (6,11)	1,24 (8,89)
$\delta_1$			1,45 (4,65)
$\delta_2$	0,66 (2,98)		0,54 (1,50)
$\bar{R}^2$	0,96	0,96	0,93
<i>DW</i>	1,53	1,01	1,94
<i>SEE</i>	0,56	0,49	0,35

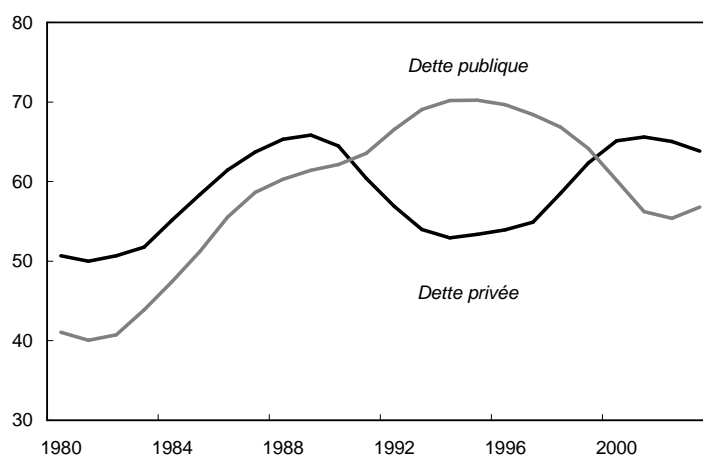
Notes : *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés. Source : Calcul de l'auteur.

Graphique 3-5. Dette privée et dette publique – Allemagne



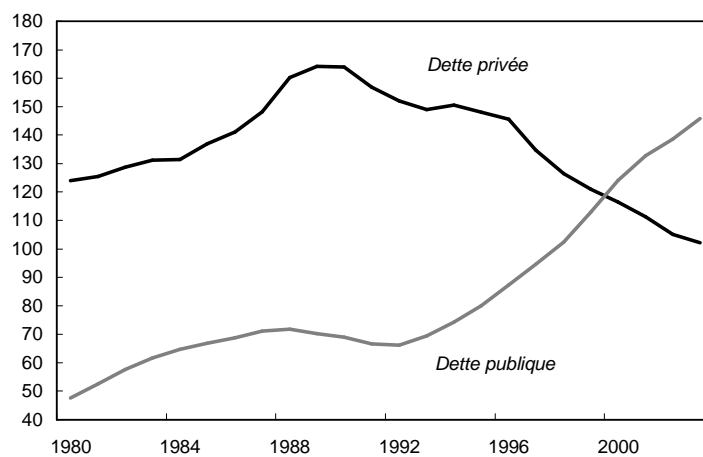
Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76, Bundesbank.

États-Unis



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76, Flow of Funds.

Japon



Source : Perspectives Économiques de l'OCDE 76, Bank of Japan.

### 3.3.4.2. Taux long public et taux long privé

Suivant Merton (1974) les taux longs privés  $I_t^E$  sont égaux au taux long de référence<sup>29</sup>, ici le taux public  $I_t^G$  de maturité correspondante, plus une prime de risque de défaut. Cette prime est fonction de l'activité économique et de l'endettement privé : une hausse de l'activité accroît le profit des entreprises, ce qui diminue le risque de faillite, tandis qu'une hausse de l'endettement privé augmente le risque de défaut d'une entreprise. La politique budgétaire peut alors avoir un effet sur les taux d'intérêt privés par l'intermédiaire de ses effets sur les taux publics. Nous estimons l'équation suivante :

$$(3.2) \quad I_t^E = \alpha_E + \rho_E \cdot I_t^G + \mu_E \cdot y + \gamma_E \cdot b^E$$

Le coefficient  $\rho_E$  doit être proche de 1. Il n'est pas contraint à l'unité puisque les taux public et privé ne portent pas nécessairement sur des obligations de maturités moyennes égales.  $\mu_E$  est attendu négatif et  $\gamma_E$  est attendu positif. L'équation donne de bons résultats pour les Etats-Unis, mais pas pour le Japon et l'Allemagne (Tableau 3-8). L'hypothèse  $\rho_E = 1$  est acceptée pour l'Allemagne, mais pas pour le Japon et les Etats-Unis. Globalement, les taux longs privés sont bien déterminés principalement par les taux publics.

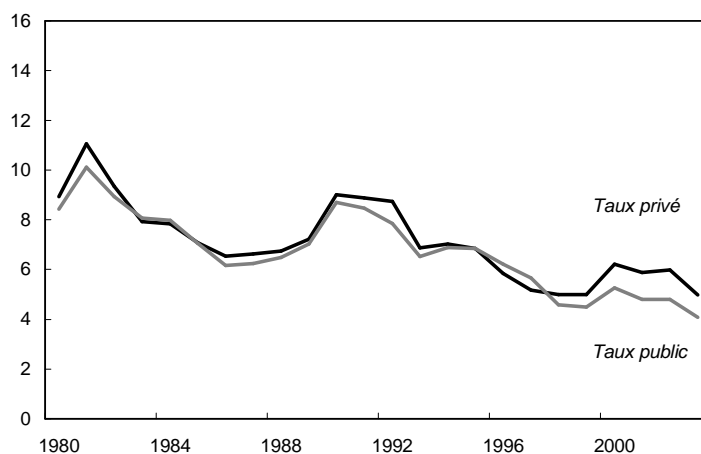
Tableau 3-8. Taux long privé

	Etats-Unis	Japon	Allemagne
	1980-2003	1984-2003	1980-1998
$\rho_E$	0,87 (66,05)	1,16 (16,36)	1,08 (15,15)
$\alpha_E$	2,09 (17,98)	-0,43 (-1,66)	-0,35 (-0,69)
$\mu_E$	-0,06 (-5,30)	-0,02 (-0,32)	0,06 (2,18)
$\gamma_E$	0,01 (2,45)	-0,00 (-0,60)	-0,01 (-0,70)
$\bar{R}^2$	0,99	0,97	0,95
DW	1,16	1,75	1,40
SEE	0,17	0,37	0,34

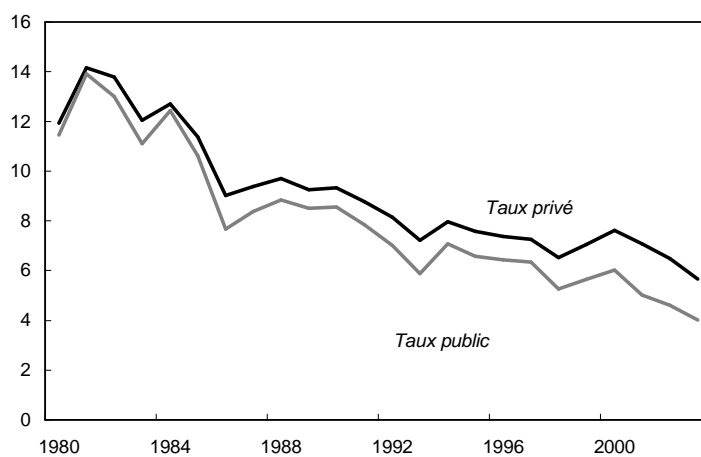
Notes : *t*-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés. Source : Calcul de l'auteur.

<sup>29</sup> Les taux swap prennent une place de plus en plus importante sur les marchés financiers, notamment comme taux de référence. Nous ne disposons pas de suffisamment de données pour effectuer des estimations sur données annuelles, les séries de taux swap démarrant généralement à la fin des années 1980.

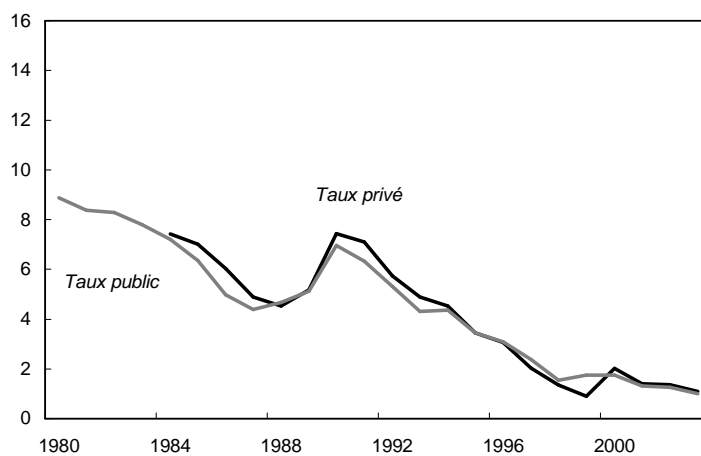
Graphique 3-6. Taux long public et privé – Allemagne



États-Unis



Japon



## Annexe 3.A. Description des données

Les séries de PIB, d'écarts de production, de dettes publiques brutes et nettes, de soldes primaires et dépenses publiques hors intérêt corrigés des variations conjoncturelles, en % du PIB potentiel et du PIB courant, sont tirées de la base des *Perspectives Economiques* de l'OCDE. Les séries de dette sont calculées pour l'année  $t$  comme la moyenne des stocks de dette en fin d'années  $t-1$  et  $t$ , puis sont divisées par le PIB nominal de l'année  $t$ .

Les séries de rendement du capital sont calculées en % comme  $rent_k = \frac{EBE}{K * P_{FBCF}}$ , où  $EBE$  est l'excédent brut d'exploitation (*source* : Comptes Nationaux annuels de l'OCDE, série B2G\_B3G),  $K$  est le stock de capital privé non résidentiel en volume (*source* : Perspectives Economiques de l'OCDE n°76) et  $P_{FBCF}$  est le déflateur de l'investissement brut non résidentiel privé (*source* : Perspectives Economiques de l'OCDE n°76).

Le taux de croissance tendanciel est calculé comme la tendance du taux de croissance annuel du PIB en volume extraite à partir d'un filtre HP ( $\lambda=40$ ). Pour éviter un saut sur la série allemande dû à la réunification, nous avons reconstitué une série de taux de croissance du PIB pour l'Allemagne de l'Ouest jusqu'en 1991, puis une série pour l'Allemagne réunifiée de 1992 à 2003 (respectivement à partir des séries de PIB Q134DA0193.Q.ARCH Q134JB9728.Q, *sources* : GlobalInsight, Bundesbank), ce qui n'a pas été fait pour le PIB potentiel en niveau.

La variable *risk* est calculée comme la variance mobile sur douze trimestres du taux nominal à long terme.

**Etats-Unis.** L'inflation est calculée à partir du déflateur du prix du PIB (*source* : Perspectives Economiques de l'OCDE). Le taux de court terme est le taux à trois mois sur bons du Trésor, le taux de long terme public est le taux à dix ans sur obligations à maturité constante, et le taux long privé est le taux sur obligations AAA Moody's (*source* : Réserve Fédérale). Le taux d'utilisation des capacités productives (*source* : Global Insight, Réserve Fédérale) est le taux d'utilisation des capacités totales dans l'industrie. Nous avons aussi calculé une dette publique brute en % du PIB courant qui est la somme des stocks de dette de l'Administration Centrale et des États et Administrations Locales, en % du PIB nominal (*source* : Flow of Funds). La dette privée brute est exprimée en % du PIB potentiel. Il s'agit de la série « nonfinancial business credit market instruments, excluding corporate equities liability » (*source* : Flow of Funds).

**Royaume-Uni.** L'inflation est calculée à partir de l'indice des prix de détail, chaîné en taux de croissance à l'indice RPIX en novembre 1992 (*source* : Office for National Statistics). Le taux court est le taux à trois mois moyen sur Bons du Trésor (série IUMAAJNB.M ; *source* Banque d'Angleterre) et le taux à dix ans est celui des Principaux Indicateurs Economiques de l'OCDE. Nous avons aussi calculé une dette publique brute en % du PIB courant qui est issue des United Kingdom Economic Accounts. Il s'agit de la série « d'engagements financiers nets » *NPVQ*.

**Allemagne.** L'inflation est calculée à partir de l'indice des prix à la consommation pour la RFA jusqu'en 1991, puis à partir de celui de l'Allemagne réunifiée (*source* : Global Insight,

Bundesbank). Le taux de court terme est le taux FIBOR à trois mois et le taux long est le taux sur obligations Fédérales de 9 à 10 ans et plus (séries BD3MTH..R et BDOCLNG%R ; *source* : Datastream). Le taux long privé est un taux sur obligations industrielles (série M134RIBBC ; *source* : DataInsight). La dette privée brute est exprimée en % du PIB potentiel. Il s'agit de la série « Lending to domestic enterprises and self-employed persons, total » (série Q134EPQ3001 ; *source* : Bundesbank, DataInsight).

**Japon.** L'inflation est calculée à partir de l'indice des prix de détail (*sources* : Datastream, Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecom). Le taux court est la moyenne mensuelle du taux au jour le jour sur le marché monétaire (*source* : BoJ) et le taux long est un taux à dix ans sur obligations publiques (série JPCBOND. ; *source* : Datastream). Le taux long privé est un taux moyen sur obligations corporate (série JAPCRPB ; *source* : Datastream). La dette privée brute est exprimée en % du PIB potentiel. Il s'agit de la somme des séries « Loans » et « securities other than shares » des engagements des entreprises privées non financières (séries FFAS410L200 et FFAS410L300 ; *source* : BoJ).

## Annexe 3.B. Les travaux de Correia Nunes et Stemitsiotis (1995)

Nous avons cherché à reconstruire les données utilisées par Correia Nunes et Stemitsiotis dans leur article de 1995. Les données proviennent de la Commission Européenne (déficit public, PIB nominal et PIB réel ; Allemagne, France, Royaume-Uni, Belgique, Danemark, Irlande, Pays-Bas), de l'OCDE (déficit public, PIB nominal, PIB réel ; Etats-Unis, Japon, Canada) et de la base IFS (International Financial Statistics) du FMI (Indice des prix à la consommation, taux court nominal, taux long nominal).

Les données de la Commission utilisées portaient sur l'ancien concept de déficit public, avant le passage à la norme ESA95. Nous disposons des données pour la période 1970-1995<sup>30</sup> (1971-1995 dans le cas du Danemark). Une première limite provient alors du fait que les auteurs utilisent ces données pour la construction de variables agrégées utilisées par la suite comme instruments retardés dans les estimations (pour prendre en compte l'intégration au niveau mondial des marchés de capitaux). L'estimation porte donc ici sur la période 1971-1993.

Les auteurs construisent pour chaque pays une série d'inflation anticipée en filtrant les séries de glissement des prix par un filtre HP. Ils ne précisent pas la valeur du paramètre de lissage utilisé, fixé par la suite à 100 par convention. Par ailleurs, les auteurs ne précisent pas comment ils calculent le taux court réel : est-ce en soustrayant au taux court nominal le glissement annuel de l'inflation ou la série d'inflation anticipée calculée ? Il semble qu'ils aient retenu la deuxième solution.

Les auteurs estiment l'équation  $I = \alpha_0 + \alpha_1.r + \alpha_2.\pi^a + \alpha_3.\dot{Y} + \phi_1.DEF$  où  $r$  est le taux court réel,  $\pi^a$  l'inflation anticipée,  $DEF$  le déficit public en % du PIB, et  $\dot{Y}$  le taux de croissance du PIB. Ils utilisent la méthode 2S2SLS (Two Steps Two Stages Least Squares) et calculent la matrice de covariance des résidus par la méthode de Hansen<sup>31</sup>, en tenant compte d'une autocorrélation d'ordre un entre les erreurs. On procède à l'estimation de la même équation par la méthode des moments en tenant compte d'une autocorrélation d'ordre 1, estimation qui peut être effectuée en une étape sous RATS 6.0.

On compare le coefficient de l'impact du déficit estimé par Correia Nunes et Stemitsiotis (CN&S dans le Tableau 3-B-1) à celui issu de notre estimation. Les coefficients estimés sont très différents dans six cas sur dix (France, Royaume-Uni, Canada, Belgique, Danemark et Irlande). Dans cinq cas, les coefficients que nous avons estimés ne sont plus statistiquement significativement différents de zéro (Allemagne, France, Belgique, Danemark et Irlande) et ils sont plus faibles dans sept cas sur dix. Les T-statistiques sont toujours inférieures à celles estimées par Correia Nunes et Stemitsiotis. Par ailleurs, les  $\bar{R}^2$  estimés sont dans tout les cas inférieurs à ceux qu'ils reportent. Enfin, la statistique de Durbin et Watson (non reportée dans

---

<sup>30</sup> Les données de la Commission sont disponibles sur la période 1970-1995 pour l'ancien concept de déficit public. Les séries de déficit au format ESA 95 ne sont pas disponibles sur longue période dans la base AMECO 2003.

<sup>31</sup> Ce qui est très proche de l'estimateur GMM (Generalized Method of Moments). Voir Cumby *et al.* (1983) pour une démonstration du lien entre les deux estimateurs.

le tableau) montre une forte présomption d'autocorrélation des résidus dans les cas français, allemand, danois et canadien.

*Tableau 3-B-1. Réestimation des équations de Correia Nunes et Stemitsiotis (1995) sur 1971-1993*

	$\varphi_1$ estimé		$\bar{R}^2$	
	CN&S	Réestimation	CN&S	Réestimation
Etats-Unis	0,79 (9,47)	0,74 (8,59)	0,93	0,92
Japon	0,21 (9,14)	0,26 (2,26)	0,90	0,80
Allemagne	0,22 (3,22)	0,27 (1,70)	0,84	0,55
France	0,54 (6,40)	0,16 (0,47)	0,92	0,79
Royaume-Uni	0,32 (5,97)	0,47 (2,56)	0,91	0,75
Canada	0,53 (6,62)	0,21 (2,61)	0,89	0,85
Belgique	0,35 (6,98)	0,22 (1,51)	0,90	0,79
Danemark	0,34 (2,80)	0,09 (0,59)	0,89	0,70
Irlande	0,22 (4,46)	-0,02 (-0,02)	0,90	0,71
Pays-Bas	0,50 (14,90)	0,46 (3,31)	0,89	0,74

*Notes :* *t*-statistiques entre parenthèses ; Estimation par la Méthode des Moments Généralisée.  
*Sources :* Perspectives Economiques de l'OCDE, Commission Européenne AMECO 2003, *General Government Data Part II* (Spring 2003), IFS, calcul de l'auteur.

## Annexe 3.C. Récapitulatif des travaux sur les liens politique budgétaire / taux d'intérêt

Études validant le lien position budgétaire / taux d'intérêt							
Prévisions de dette et de déficit public							
Auteurs	Taux d'intérêt	Méthode	Périodes d'estimation	Variable budgétaire	Pays	Variables explicatives additionnelles	Effet
Wachtel et Young (1987)	Taux public à 3 et 6 mois, 1, 2, 3, 5, 7, 10, 20 et 30 ans	MCO	1982-1986, données journalières	Variation des prévisions à 1 et 2 ans (CBO ou OMB) de déficit public total en milliards de dollars	USA	Offre de monnaie	<u>Prévisions CBO</u> : 0,3 points de base en moyenne <u>Prévisions OMB</u> : 0,18 points de base en moyenne
Canzoneri, Cumbi et Diba (2002)	Écart entre taux long et taux court	MCO	1984-2002 1992-2002, données annuelles	Prévisions de surplus budgétaire (CBO) à 5 ans et 10 ans en % du PIB	USA		entre -0,410 et -0,603 point de taux d'intérêt par point de surplus
Laubach (2003)	Taux à 5 et 10 ans dans 5 ans, taux à 10 ans public	MCO, correction par méthode de Newey-West	1976-2003, données annuelles	Prévisions de dette publique et de déficit public à 5 ans (CBO et OMB) en % du PIB	USA	taux de croissance potentiel, prime liée à la détention d'actions	<u>déficit public</u> : 0,2 à 0,4 points <u>Dette publique</u> : 0,029 à 0,053 points
Impact des variables budgétaires contraint à l'égalité entre pays							
Orr, Edey et Kennedy (1995)	Taux à 10 ans publics réels	MCE simultanée	1981Q2-1994Q2	déficit public en % du PIB	17 pays	taux de rendement du capital, risque, inflation passée moins inflation anticipée, balance courante	impact moyen de long terme : 0,15 point de taux par point de déficit
O'Donovan, Orr et Rae	Taux à 10 ans publics réels	MCE simultanée	1985Q1-1995Q4	Dette publique nette en % du PIB	17 pays	taux de rendement du capital, risque, inflation passée moins inflation anticipée, solde de la balance courante	impact moyen de long terme : 0,26 point de taux par point de dette

Études validant le lien position budgétaire / taux d'intérêt							
Utilisation de séries de dette / déficit agrégées-mondiales							
Auteurs	Taux d'intérêt	Méthode	Périodes d'estimation	Variable budgétaire	Pays	Variables explicatives additionnelles	Effet
Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995)	Taux à 10 ans publics nominaux	2S2SLS	1970-1993 données annuelles	déficit public en % du PIB	Canada, France, Allemagne, Japon, Royaume-Uni, USA, Belgique, Danemark, Irlande et Pays-Bas	taux court réel, inflation anticipée, taux de croissance du PIB	l'impact varie de 0,21 point (Japon) à 0,79 point de taux d'intérêt (USA) par point de déficit
Helbling et Wescott (1995)	Taux court et long réel mondial	DOLS, 1avance et 1 retard	1960-1993 données annuelles	Dette publique brute/nette en % du PIB	Agrégation des données : Canada, Allemagne, Japon, Royaume-Uni, USA, Belgique, Suisse et Pays-Bas	rendement des actifs boursiers	<u>Dette brute</u> : de 0,16 à 0,20 points sur le taux court, de 0,10 à 0,13 point sur le taux long <u>Dette nette</u> : de 0,37 à 0,55 points sur le taux court, de 0,16 à 0,42 point sur le taux long
Ford et Laxton (1999)	Taux d'intérêt public réel à 1 an	MCO	1978-1997 données annuelles	Dette publique nette de l'OCDE en % du PIB	Canada, Allemagne, Japon, Royaume-Uni, USA, Belgique, Danemark, Suisse et Pays-Bas	Niveau et variation des dépenses publiques de l'OCDE en % du PIB	de 0,07 à 0,45 point de taux d'intérêt réel par point de dette nette
Breedon, Henry et Williams (1999)	Taux d'intérêt public réel à 5 ans et plus	MCO modifiés par Phillips-Hansen (Bartlett weights)	1975Q2-1988Q4	déficit public en % du PIB ; dette publique en % du PIB	USA, Allemagne et Japon	taux de croissance du PIB; taux d'intérêt réel de court terme; stock mondial de dette publique en % du PIB, taux d'intérêt réels de long terme étrangers	<u>dette mondiale</u> : USA 3,43 point ; ALL 0,49 point ; JAP -0,44 point ; <u>dette domestique</u> : USA 2,05 points ; ALL 0,13 point ; JP 0,13 point ; <u>déficit public</u> : USA -0,24 point

Études validant le lien position budgétaire / taux d'intérêt							
Mesure de l'impact du déficit ou de la dette publique : données nationales							
Auteurs	Taux d'intérêt	Méthode	Périodes d'estimation	Variable budgétaire	Pays	Variables explicatives additionnelles	Effet
Miller et Russek (1996)	Taux à 10 ans public	MCO, moindres carrés dynamiques, VAR en niveau	1947-1989 données annuelles et semestrielles	déficit public réel par tête	USA	taux court réel à 1 an, inflation anticipée investissements réels nets étrangers, variation du stock de dette fédérale réelle par tête déteu par la FED, variation du PNB réel par tête	MCO : 0,0241 à 0,0294 point moindres carrés dyn. : 0,0084 à 0,0252 point de taux d'intérêt par point de déficit réel par tête
Cebula (2000)	Taux à 10 ans public - taux d'inflation annuel passé	IV	1973-1995 données annuelles	déficit budgétaire fédéral structurel sur PIB potentiel	USA	taux de croissance du PIB réel par tête, entrées nettes de capitaux sur PIB potentiel, taux court réel ex ante	un point de déficit structurel entraîne une hausse de 0,86 point du taux d'intérêt réel ex post.
Lindé (2001)	Écarts entre taux longs national/étranger et taux courts national/étranger	2SLS	01/1982-06/1996 données trimestrielles et mensuelles	déficit public en % du PIB	Suède	variations de la dépense publique en % du PIB, variation des prix étrangers, variation de la masse monétaire en % du PIB, variation des taux court et long étrangers	un point de déficit entraîne une hausse de 0,2 point du taux de court terme et 0,25 point du taux de long terme
Caporale et Williams (2002)	Taux à 10 ans public	MCO modifiés par Phillips-Hansen (Bartlett weights)	???	déficit public en % du PIB ; dette publique en % du PIB	Canada, France, Allemagne, Italie, Japon, Royaume-Uni et USA	taux court réel, inflation anticipée, taux de croissance du PIB	Les effets de la dette et du déficit sont positifs ou négatifs selon les pays
Chin et Frankel (2003)	Écarts entre taux de long terme et taux de court terme	MCO, correction par méthode de Newey-West	1988-2002 données trimestrielles	Dette publique nette en % du PIB ; prévision de variation de la dette nette dans 2 ans (Economic Outlook)	France, Allemagne, Italie, Espagne, Royaume-Uni et USA	inflation anticipée, output gap, taux d'intérêt étranger	Lorsque le coefficient sur l'inflation anticipée est imposé égal à 1, le stock de dette a un impact positif, significatif dans le cas de l'Allemagne et des USA. La variation anticipée du stock de dette est significative dans tous les cas sauf pour le Royaume-Uni. L'impact varie entre 0.066 (Royaume-Uni) et 0.324 (Italie) point de taux d'intérêt par point de variation prévue du stock de dette nette (en % du PIB).

Études invalidant le lien position budgétaire / taux d'intérêt							
Auteurs	Taux d'intérêt	Méthode	Périodes d'estimation	Variable budgétaire	Pays	Variables explicatives additionnelles	Commentaires
Evans (1985)	taux sur Corporate paper, taux sur Railroad bond, taux Moody's AAA, taux réel ex post à 1 mois sur Treasury bills	2 stage least squares	1858-1869 01/1912-12/1920 10/1979-12/1983	déficit pblic réel en % PIB	USA	Dépenses publiques réelles, stock réel de monnaie	
Evans (1987)	taux sur Corporate paper, taux Moody's AAA, taux réel ex post sur Corporate paper	MCO sur équation autoregressive	06/1908-03/1984	déficit public annoncé dans 12 mois	USA	Dépenses publiques réelles, stock réel de monnaie	
Evans (1987)	Taux d'intérêts à 3 et 6 mois	VAR	1974Q2-1985Q4	déficit pblic réel en % PIB non anticipé	Canada, France, Allemagne, Japon, Royaume-Uni et USA	Dépenses publiques réelles, stock réel de monnaie M1	L'auteur procède en deux temps : il estime un VAR, mesure le déficit anticipé et estime l'impact du déficit non anticipé sur le taux d'intérêt
Plosser (1987)	Taux d'intérêt de 2 mois à 10 ans	VAR	08/1967-12/1985	taux de croissance de la dette publique par tête	USA	Taux de croissance de la production par tête, taux d'inflation, taux de croissance par tête des dépenses militaires réelles, taux de croissance par tête du stock de dette publique détenu par la FED	L'auteur procède en deux temps : il estime un VAR, mesure la dette anticipée et estime l'impact de la dette non anticipé sur l'écart entre taux long et taux court
Giannaros et Kolluri (1989)	Taux d'intérêt réel à 3 mois	Maximum de vraisemblance	1965Q1-1985Q4	déficit budgétaire fédéral réel	Canada, France, Royaume-Uni, USA et RFA	inflation passée, stock d'encaisses réelles, dépenses publiques réelles	
Mehra (1992)	taux nominal à 10 ans sur bons du Trésor	cointégration	1959Q1-1990Q4	déficit budgétaire fédéral réel	USA	inflation de long terme anticipée, taux court réel anticipé et variation du revenu réel	effet nul du déficit quand allongement de l'horizon d'anticipation de l'inflation





## Chapitre quatrième

Peut-on expliquer le bas niveau des taux longs US ?



## Introduction<sup>1</sup>

Le taux à dix ans public évolue entre 4 et 4,5% aux Etats-Unis entre le troisième trimestre 2004 et le troisième trimestre 2005, puis monte à 5% au deuxième trimestre 2006. Dans le même temps, la Réserve Fédérale considère que les risques d'inflation sont supérieurs aux risques de déflation, et met un terme à sa politique monétaire accommodante en relevant progressivement son taux court : le taux des fonds fédéraux passe de 1% fin juin 2004 à 5,25% en juin 2006. Les discours d'Alan Greenspan au Congrès, les 16 février et 21 juillet 2005<sup>2</sup>, pointent alors le faible niveau des taux longs relativement aux taux courts, ce que Greenspan a nommé le *Conundrum* (cf. Graphique 4-1).

Nous définissons le *Conundrum* de la façon suivante : il s'agit du bas niveau des taux longs américains depuis 2004. Selon Poole (2005), celui-ci peut être décomposé en deux problèmes :

1. La politique monétaire aurait perdu son influence sur les taux longs, une hausse du taux court n'ayant pas d'effet sur les taux longs. Certains économistes ont estimé que la Réserve Fédérale était incapable d'orienter les taux longs à la hausse, ce qui serait le signe de l'inefficacité de la politique monétaire. A l'inverse, il se peut que les marchés aient anticipé dès la fin 2001 une remontée prochaine du taux court.

2. Les taux longs américains seraient trop bas, indépendamment de l'effet de la politique monétaire sur ceux-ci.

Plusieurs explications ont été suggérées<sup>3</sup>. Les taux longs seraient déterminés sur les marchés financiers mondiaux et seraient déconnectés de la partie courte de la structure par terme des taux, ce qui expliquerait l'absence d'effet de la politique monétaire sur les taux longs. Ainsi, selon les tenants du *Global Saving Glut*, il existerait un déséquilibre entre épargne et investissement mondiaux qui pousserait les taux longs mondiaux à la baisse (Bernanke (2005) ; Catão et Mackenzie (2006) ; Desroches et Francis (2007)).

Une autre explication du *Conundrum* serait la baisse du taux d'intérêt neutre<sup>4</sup>, ce dernier étant cependant délicat à mesurer<sup>5</sup>. Rudebusch *et al.* (2006) évaluent le *Conundrum* à 90 points de base entre juin 2004 et juin 2005. Ils l'expliquent par une baisse de la volatilité des taux d'intérêt, d'où une baisse de la prime de risque. D'autres travaux soutiennent que le bas niveau du taux long s'expliquerait par une baisse de la prime demandée par les investisseurs pour compenser l'incertitude sur l'inflation future (Greenspan (2005a) ; Kim et Wright (2005) ; Mehra (2006)).

Enfin, selon plusieurs auteurs, l'accumulation de titres libellés en dollars par les Banques centrales asiatiques, et plus généralement par les non-résidents, limiterait la hausse des taux longs américains. Artus (2005), Frey et Moëc (2005) et Warnock et Warnock (2006) estiment que les achats nets d'obligations par les non-résidents abaissent le taux long de 100 à 150 points de base. Pluyaud (2006) trouve un effet négatif du stock de titres du Trésor détenus par

---

<sup>1</sup> Ce chapitre est une extension d'un article : « La demande de titres longs US par les non-résidents explique-t-elle le bas niveau des taux longs publics américains ? », *Économie Internationale*, à paraître (2008).

<sup>2</sup> Voir Greenspan (2005b).

<sup>3</sup> Voir Ahrend *et al.* (2006).

<sup>4</sup> C'est-à-dire le taux d'intérêt permettant à une économie de croître à son taux de croissance potentiel.

<sup>5</sup> Voir Laubach et Williams (2003) et Wu (2005a).

l'étranger sur le taux à 10 ans. Ces travaux économétriques manquent néanmoins d'un cadre théorique bien défini. Plus précisément, si les agents ont de l'aversion au risque, une forte demande des titres longs relativement aux titres courts entraîne une baisse du taux long. Il faut donc ventiler la dette publique en fonction de la maturité des titres.

Poole (2005) soutient que la question de l'absence d'influence de la Réserve Fédérale sur la structure par terme des taux d'intérêt doit être traitée séparément de la question du bas niveau des taux longs : les taux longs étaient à un bas niveau bien avant le resserrement de la politique monétaire US, notamment du fait de la baisse de l'inflation depuis le début des années 1980 et de la crédibilité de la Réserve Fédérale. Ces deux problèmes nous paraissent néanmoins intimement liés, dans la mesure où les taux longs reflètent les anticipations sur le niveau futur du taux court.

Dans ce chapitre, nous cherchons à évaluer le *Conundrum*, et nous regardons dans quelle mesure le bas niveau du taux long s'explique soit par l'absence de réaction du marché obligataire<sup>6</sup>, soit par une baisse du taux neutre, de la prime de risque, ou encore par la forte demande de titres du Trésor US de la part des non-résidents.

Dans une première partie, nous modélisons empiriquement le comportement de la Réserve Fédérale sous l'ère Greenspan. Nous étudions une hypothèse selon laquelle la Banque centrale américaine aurait maintenu le taux court à un niveau exceptionnellement bas suite à une série de chocs (éclatement de la bulle Internet en 2000, attentats du 11 septembre 2001, scandales financiers en 2001-2002, guerre d'Irak en 2003). Il apparaît notamment que la Réserve Fédérale n'a pas réagi directement à l'évolution du niveau des prix des actifs financiers.

Dans une deuxième partie, nous estimons des équations de taux long, en nous basant sur la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. Nous estimons une équation de taux long, puis un système d'équations comprenant cette équation et la fonction de réaction de la Réserve Fédérale, ainsi qu'un modèle à correction d'erreur multivarié (VECM), ce qui permet de construire des séries de taux courts anticipés cohérentes avec les fonctions de réaction estimées. Des simulations dynamiques sont entreprises de façon à mesurer si le niveau du taux long public américain est anormal compte tenu de l'évolution des anticipations de taux court et d'inflation par les agents. Les simulations montrent que le taux long serait inférieur de 0,6 à 0,9 point à son niveau simulé au troisième trimestre 2005, et de 0,7 à 0,85 point sur la période 2004-2006.

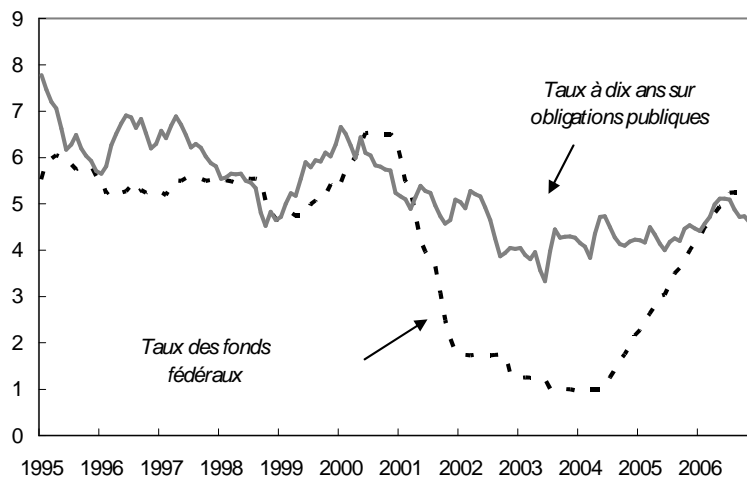
Dans une troisième partie, nous revenons sur les explications du *Conundrum*. Selon nous, le taux long US se situe en dessous du taux neutre. Par ailleurs, des estimations économétriques montrent que les taux d'intérêt de long terme ne sont pas déterminés par la confrontation *ex ante* de l'épargne mondiale disponible et de la demande d'investissement mondiale, et que la baisse des primes de risque ne permet pas d'expliquer le *Conundrum*.

Nous étudions, dans la quatrième partie, l'effet d'une hausse de la demande de titres longs par les non-résidents. Les différentes sources de données sur la dette publique américaine permettent de ventiler la dette Fédérale entre titres courts et longs d'une part, et entre les agents privés domestiques, les agents étrangers et le système de Banques de Réserve Fédérale d'autre part. La forte hausse de la part de titres longs détenus par l'étranger dans la dette Fédérale permet alors d'expliquer une partie du *Conundrum*.

---

<sup>6</sup> Plus précisément, nous regardons si la hausse du taux court aurait été anticipée par le marché.

Graphique 4-1. Taux court et taux long US



Source : Réserve Fédérale.

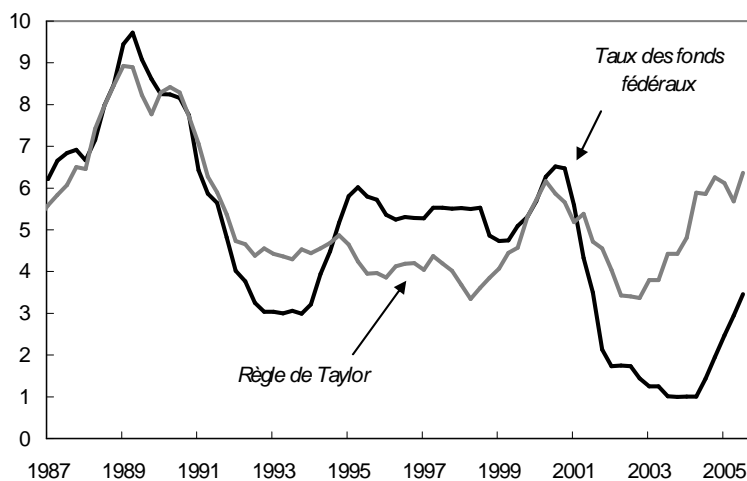
## 4.1. La fonction de réaction de la Réserve Fédérale

Comparons le taux des fonds fédéraux avec une règle de Taylor simple<sup>7</sup>. L'économie américaine a connu deux grandes phases de baisse du taux court, à partir de 1989 jusqu'au début de 1994, puis de la fin de l'année 2000 à mi-2004. La première période est marquée par la crise des Caisses d'Épargne, qui pousse la Réserve Fédérale à baisser son taux court plus que si elle avait suivi uniquement l'évolution de l'inflation et de l'activité (cf. Graphique 4-2). Entre 1995 et 1998, la règle de Taylor sous-estime le taux effectif, ce qui a souvent été interprété comme un effet « nouvelle économie », c'est-à-dire une accélération de la croissance potentielle qui aurait élevé le taux court réel compatible avec la stabilité de l'inflation.

En 2001, le ralentissement de la croissance entraîne une baisse des taux. Mais cette baisse est sous-estimée par la règle de Taylor. Une raison de cette sous-estimation peut provenir de l'éclatement de la bulle des marchés d'action qui débute en 2000. Par ailleurs, la règle prévoit une hausse du taux court dès le début de 2003, avec l'accélération de la croissance. Au premier trimestre de 2004, l'écart est ainsi de 3,8 points entre le taux effectif et le taux calculé à partir de la règle de Taylor. Ces différents constats amènent à se demander dans quelle mesure la Réserve Fédérale a maintenu son taux court à un niveau anormalement bas.

<sup>7</sup> Celle-ci est définie comme  $i = 2 + 1,5\pi + 0,5\tilde{y}$ .  $\pi$  est le taux d'inflation, mesuré par le glissement annuel du prix du PIB, et  $\tilde{y}$  est l'écart de production calculé par l'OCDE.

Graphique 4-2. Taux des fonds fédéraux et règle de Taylor (1987 T3 – 2005 T3)



Sources : Réserve Fédérale, *Perspectives Économiques de l'OCDE*, Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

Nous estimons donc une fonction de réaction pour la Banque centrale américaine. Cette dernière ajuste graduellement son taux d'intérêt  $i_t$  (le taux effectif des fonds fédéraux) à une cible qui dépend de l'inflation  $\pi_t$  et d'un indicateur du cycle économique,  $\tilde{y}_t$ . Nous supposons aussi que la Banque centrale corrige les écarts passés entre le taux court et la cible. L'équation résumant le comportement de la Réserve Fédérale est donc<sup>8</sup> (Raynaud (2001)) :

$$(4.1) \quad \Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1}$$

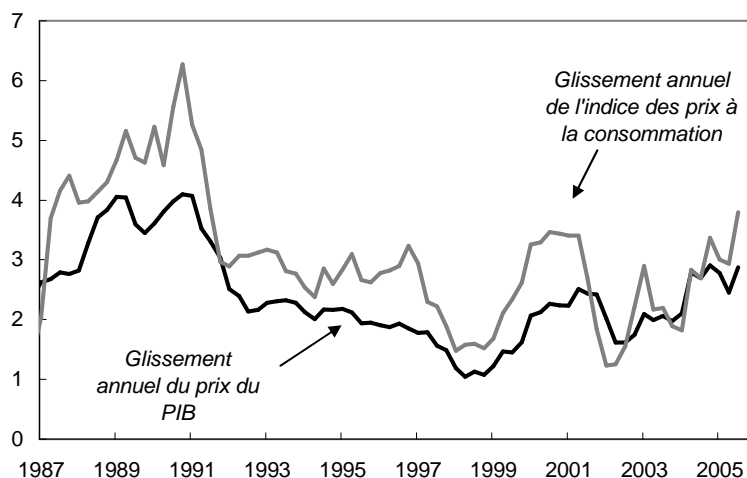
L'équation (4.1) est estimée sur données trimestrielles à partir du troisième trimestre de 1987, qui correspond à l'arrivée d'Alan Greenspan à la tête de la Réserve Fédérale. La première étape consiste à sélectionner le taux d'inflation et l'indicateur du cycle économique retenus.

#### 4.1.1. L'inflation

Le glissement annuel du prix du PIB et le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation sont testés alternativement. Les prix à la consommation augmentent plus rapidement que les prix du PIB (cf. Graphique 4-3) lorsque l'économie est touchée par des chocs inflationnistes externes (par exemple, une hausse du prix du pétrole). Le choix par la Réserve Fédérale de suivre l'indice des prix à la consommation pourrait cependant s'avérer coûteux en cas de choc inflationniste externe important. Dans nos estimations, l'utilisation du glissement annuel de l'indice des prix à la consommation conduit souvent à l'obtention d'un coefficient de réaction au taux d'inflation inférieur à 1. Le glissement annuel du prix du PIB lui a donc été préféré.

<sup>8</sup>  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  mesure la variation de la variable  $x$  entre la période  $t-1$  et la période  $t$ .

Graphique 4-3. Taux d'inflation



Sources : Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

#### 4.1.2. L'indicateur d'activité économique

Concernant l'indicateur conjoncturel, nous avons testé successivement le taux d'utilisation des capacités (TUC) dans l'industrie, le taux de croissance annuel du PIB, l'écart du PIB à sa tendance (calculée à l'aide d'un filtre HP), et l'écart de production calculé par l'OCDE<sup>9</sup>.

D'un point de vue strictement économétrique, la formule permettant d'obtenir l'écart-type le plus faible est la combinaison du glissement annuel du prix du PIB et du taux d'utilisation des capacités dans l'industrie. Cependant, d'un point de vue économique, si le TUC est un indicateur de l'activité à court terme, il renseigne aussi sur les pressions inflationnistes. L'intégrer dans la fonction de réaction de la Réserve Fédérale en plus de l'inflation courante revient donc à supposer que cette dernière est très agressive face aux risques d'inflation (Raynaud (2001)). Cela éloigne le comportement de la Réserve Fédérale de la définition de ses objectifs, définition qui met à égalité la lutte contre l'inflation et le maintien d'un haut niveau d'emploi<sup>10</sup>. Par ailleurs, le TUC ne couvre que le secteur industriel, et ne renseigne pas sur les conditions d'utilisation des capacités de production dans le secteur des services. Il est délicat de juger quel est le niveau d'utilisation compatible avec l'absence de tensions sur l'inflation (Passet *et al.* (1997)). En ce sens, le TUC est plus un indicateur de la variation de l'écart de production que de son niveau : un TUC élevé ne conduira pas nécessairement à une accélération de l'inflation si l'investissement augmente, ce qui accroît les capacités de production. Un resserrement de la politique monétaire suite à une hausse du TUC aurait alors dans certains cas un effet néfaste sur la production potentielle. Ces remarques nous conduisent à écarter les estimations d'une fonction de réaction incluant un TUC.

<sup>9</sup> Nous avons aussi testé le taux d'utilisation des capacités dans le secteur manufacturier, le taux de chômage, et l'écart de l'indice de la production industrielle à sa tendance, calculée à l'aide d'un filtre HP ( $\lambda = 1600$ ). Le premier donne de moins bons résultats que le TUC dans l'industrie, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'il se restreint à un sous-secteur de cette dernière. Les deux derniers conduisent à des estimations de faible qualité, le coefficient sur ces variables étant non significatif le plus souvent. Pour le taux de chômage, cela peut provenir du fait qu'il évolue avec retard par rapport aux évolutions de l'inflation et de l'activité.

<sup>10</sup> Le troisième objectif étant, d'après le *Federal Reserve Act*, la stabilité des taux d'intérêt à long terme.

### 4.1.3. Estimation d'une fonction de réaction

Nous estimons dans un premier temps une fonction de réaction sur la période 1987 T3 – 2001 T2, en supposant que le comportement de la Banque centrale est décrit par l'équation (4.1). La série d'inflation utilisée est le glissement annuel du prix du PIB, et l'indicateur d'activité économique est le glissement annuel du PIB en volume<sup>11</sup>. La crise des Caisses d'Epargne entre 1991 et 1994 est prise en compte par une variable indicatrice  $du_{CE}$ . Cette variable est construite en deux étapes. Nous estimons d'abord l'équation en introduisant une indicatrice pour chaque trimestre (de 1991 T1 à 1994 T1). Nous construisons ensuite une série constituée des indicatrices estimées, et nous estimons l'équation avec la nouvelle série. L'équation estimée sur la période 1987-2001 est :

$$(4.2) \quad \Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} + \omega_1 \cdot du_{CE}$$

Les résultats sont présentés dans le Tableau 4-1 (colonne 2). Les paramètres estimés sont tous fortement significatifs en regard des tests usuels. Par ailleurs, les résidus ne sont pas corrélés, sont homoscedastiques, et le test de normalité est validé (cf. Tableau 4-2). Pendant la période étudiée, la Réserve Fédérale a lutté contre l'inflation ( $\beta_2 > 1$ ) et soutenu l'activité ( $\beta_3 > 0$ ).

L'équation est simulée jusqu'au troisième trimestre 2005 (cf. Graphique 4-4, simulation (4.2)). La simulation montre clairement la politique monétaire volontariste entreprise par la Réserve Fédérale après les attentats du 11 septembre 2001 : la Fed baisse de façon considérable son taux court et le maintient bas plus longtemps qu'il n'est prédit par la simulation. Ce résultat nous conduit à estimer une fonction de réaction couvrant la période 1987-2005, en y incluant une indicatrice  $du_{01-04}$  (indicatrice 'chocs 2001-2004') prenant en compte l'effet des chocs successifs touchant l'économie américaine entre le troisième trimestre 2001 et le deuxième trimestre 2004, date à laquelle la Réserve Fédérale abandonne sa politique monétaire accommodante : une estimation sans indicatrice 'choc 2001-2004' aboutit à des coefficients sur l'inflation et le taux de croissance du PIB respectivement de l'ordre de 2,5 et 2,8, ce qui nous a paru excessif (cf. Tableau 4-1, colonne 4). Par ailleurs, la simulation de l'équation estimée montrait une remontée du taux court dès le 2<sup>ème</sup> trimestre 2003, ce qui plaide pour l'introduction de l'indicatrice.

Cette indicatrice est estimée en trois temps. On estime d'abord l'équation en introduisant une indicatrice pour chaque trimestre (de 2001 T3 à 2004 T2). Puis on estime l'équation en ne conservant que les indicatrices qui sont négatives entre 2001 T3 et 2004 T2. On construit enfin deux séries constituées des indicatrices estimées  $du_{CE}$  et  $du_{01-04}$ , et on estime l'équation avec les deux nouvelles séries.

L'équation estimée sur la période 1987-2005 est la suivante :

$$(4.3) \quad \Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} + \omega_1 \cdot du_{CE} + \omega_2 \cdot du_{01-04}$$

<sup>11</sup> Des estimations avec la série d'*output gap* calculée par l'OCDE pour les Etats-Unis sont présentées en annexe 4.B. La qualité de l'estimation est inférieure à celle avec le taux de croissance du PIB en volume, et le coefficient de réaction à l'inflation est inférieur à 1 sur la période 1987-2005. L'utilisation d'une série d'*output gap* construite à partir de l'écart du PIB à sa tendance calculée par un filtre HP ne donne pas de meilleurs résultats.

L'indicatrice 'chocs 2001-2004' estimée est représentée dans le Graphique 4-5 avec la variation du taux des fonds fédéraux. On constate qu'elle explique une grande partie de la baisse du taux court qui suit les attentats du 11 septembre 2001, ainsi que la baisse de 50 points de base en novembre 2002 suite aux tensions géopolitiques avant le déclenchement de la guerre d'Irak. Ces tensions sont d'ailleurs évoquées dans le communiqué suivant la décision de la Réserve Fédérale le 6 novembre 2002. Le maintien du taux court à un bas niveau à partir de juin 2003 est justifié par des risques de déflation. Bien que l'inflation accélère très progressivement de 2% au deuxième trimestre 2003 à 2,7% au deuxième trimestre 2004, et que le taux de croissance annuel du PIB passe dans le même temps de 2,2% à 2,8%, la Réserve Fédérale maintient son taux inchangé, ce qui explique les valeurs négatives de l'indicatrice estimée entre 2003 T3 et 2004 T2.

Les résultats de l'estimation sont présentés dans la troisième colonne du Tableau 4-1. Le coefficient de réaction à l'inflation augmente de 0,28 point, tandis que le coefficient de réaction au taux de croissance du PIB passe de 0,96 à 1,63, ce qui traduit le souci des autorités monétaires américaines de soutenir l'activité économique. Cela montre aussi la sensibilité des coefficients estimés à la période considérée. Enfin, la variable indicatrice reflétant la politique accommodante de la Réserve Fédérale est statistiquement significative.

Les résidus de l'estimation ne sont pas corrélés, sont homoscedastiques, mais le test de normalité n'est pas validé (cf. Tableau 4-2). Par ailleurs, le risque d'endogénéité des variables explicatives nous a conduit à estimer les équations (4.2) et (4.3) à l'aide des doubles moindres carrés en deux étapes. Les résultats sont présentés en annexe 4.A. Globalement, les résultats sont peu changés : dans l'équation (4.3),  $\beta_2$  diminue sensiblement, puisqu'il passe de 1,9 à 1,72 tandis que  $\beta_3$  passe de 1,52 à 2,01. Enfin, le test de suridentification est validé.

Tableau 4-1. Estimation d'une fonction de réaction pour la Réserve Fédérale.

Coefficient	Equation (4.2) 1987 T3 – 2001 T2	Equation (4.3) 1987 T3 – 2005 T3	Equation (4.3) sans $du_{01-04}$
$\alpha_1$	-0,23 (-6,99)	-0,10 (-6,27)	-0,06 (-3,42)
$\alpha_2$	0,17 (3,23)	0,11 (3,46)	0,05 (2,26)
$\alpha_3$	0,41 (4,79)	0,41 (5,54)	0,47 (5,29)
$\beta_1$	-1,49 (-1,64)	-4,60 (-2,71)	-9,88 (-2,38)
$\beta_2$	1,81 (9,71)	2,09 (5,50)	2,47 (3,06)
$\beta_3$	0,96 (5,61)	1,63 (4,79)	2,78 (3,15)
$\omega_1$	1,00 (6,45)	1,00 (5,72)	1,00 (4,55)
$\omega_2$		1,00 (5,54)	

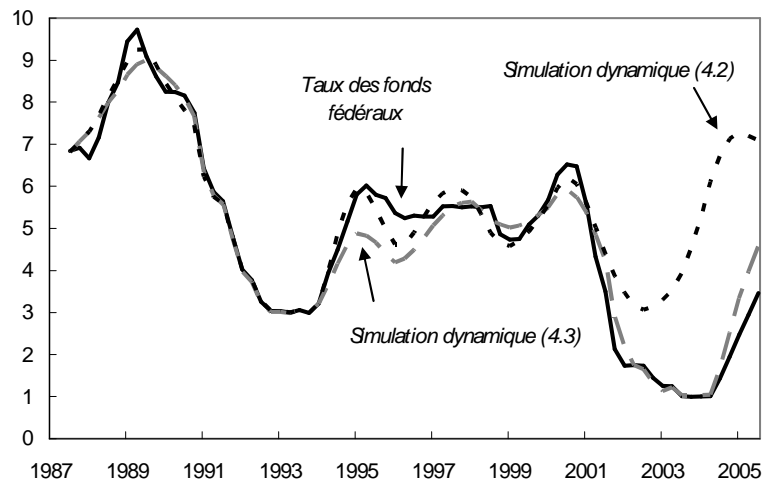
Source : calculs de l'auteur.

Tableau 4-2. Statistiques et tests

Coefficient	(4.2)	(4.3)
$\bar{R}^2$	0,78	0,78
SEE	0,224	0,227
Test LM – autocorrélation des résidus (ordre 5)	Stat. = 8,25 (Prob. = 0,14)	Stat. = 7,48 (Prob. = 0,19)
Test White – homoscedasticité des résidus	Stat. = 13,71 (Prob. = 0,47)	Stat. = 18,31 (Prob. = 0,31)
Test ARCH – homoscedasticité des résidus (ordre 1)	Stat. = 0,32 (Prob. = 0,57)	Stat. = 0,10 (Prob. = 0,75)
Test Jarque-Bera – normalité des résidus	Stat. = 2,17 (Prob. = 0,08)	Stat. = 16,12 (Prob. = 0,00)

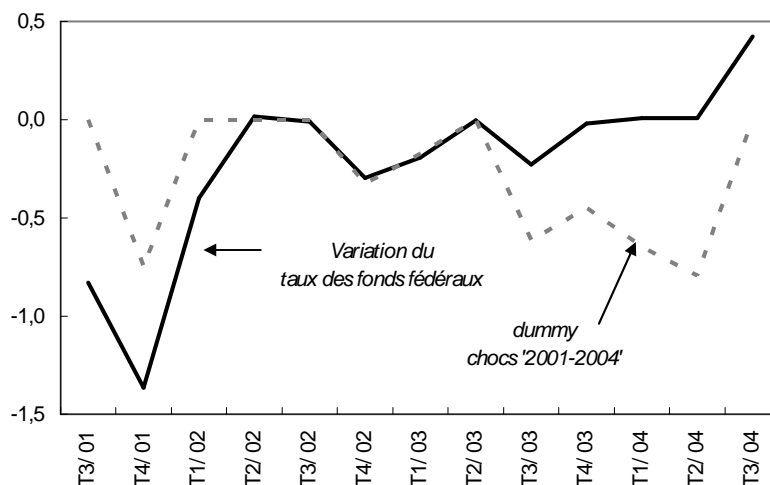
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 4-4. Simulations dynamiques



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 4-5. Indicatrice 'chocs 2001-2004'



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

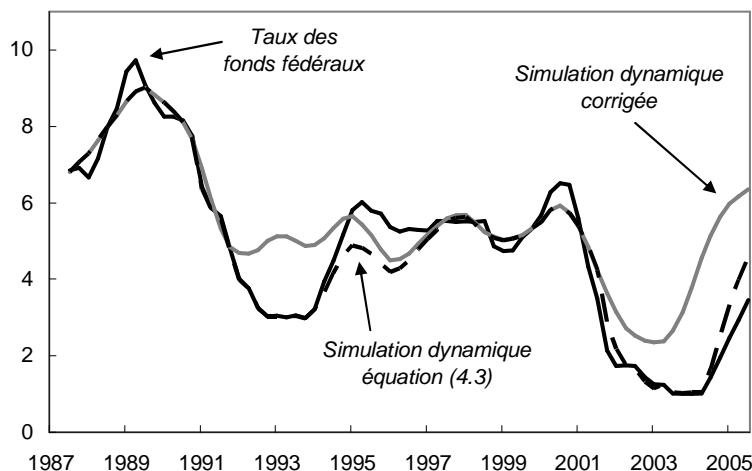
Ces résultats confirment que la Réserve Fédérale a transitoirement mené une politique accommodante, suite aux chocs affectant l'économie américaine entre septembre 2001 et mars 2003, en plus de sa réaction normale aux évolutions respectives de l'inflation et de la croissance du PIB.

Posons  $e_t = i_t - \tilde{i}_t$ .  $e_t$  mesure l'écart entre le taux court  $i_t$  et la cible  $\tilde{i}_t = \beta_1 + \beta_2 \pi_t + \beta_3 \tilde{y}_t$  à la période  $t$ . Il s'ensuit  $\Delta e_t = \Delta i_t - \Delta \tilde{i}_t - du_{CE} - du_{01-04}$ . On peut alors calculer un taux court corrigé de la politique monétaire accommodante menée pendant la crise des Caisses d'Épargne et entre le troisième trimestre 2001 et le deuxième trimestre 2004 :

$$(4.4) \quad i_t^{cor} = i_{t-1}^{cor} + \alpha_1 \cdot (i_{t-1}^{cor} - \beta_1 - \beta_2 \pi_{t-1} - \beta_3 \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \Delta \pi_t + \beta_3 \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \Delta i_{t-1}^{cor}$$

$i_t^{cor}$  est une mesure de ce qu'aurait été le niveau du taux court, toutes choses égales par ailleurs, si la Réserve Fédérale n'avait pas mené de politique monétaire accommodante entre 1991 et 1994, et entre 2001 et 2004. Le taux court simulé corrigé est comparé au taux court observé et à la simulation non corrigée de l'équation (4.3) dans le Graphique 4-6. La correction a pour effet de maintenir le taux court à un niveau plus élevé que celui observé à partir du troisième trimestre 2001. A partir du troisième trimestre 2004, la simulation reproduit de façon satisfaisante le durcissement de la politique monétaire.

Graphique 4-6 . Correction de la politique monétaire accommodante



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

#### 4.1.4. Une réaction aux prix des actifs financiers ?

La forte baisse du taux des fonds fédéraux pourrait aussi provenir d'une réaction face à l'évolution des prix des actifs financiers. On observe en effet une forte baisse des marchés d'action aux Etats-Unis entre le troisième trimestre 2000 et le premier trimestre 2003 (l'indice *Standard and Poors* 500 baisse de 42% durant cette période). La Réserve Fédérale aurait pu baisser le taux court pour contrer les conséquences négatives de l'éclatement de la bulle financière sur l'économie. Nous introduisons donc dans la fonction de réaction estimée, différents indicateurs de l'évolution des prix des actifs pour déterminer si la Réserve Fédérale a fixé son taux court en fonction de ces indicateurs<sup>12</sup>.

Nous considérons deux indicateurs : l'indice *Standard and Poors* 500 rapporté à l'indice des prix du PIB (*rsap*), et une série de price earning ratio<sup>13</sup> (*per*). Leur effet est représenté, dans le Tableau 4-3, par le coefficient  $\beta_4$ . Bernanke et Gertler (2000) et Levieuge (2003) testent la significativité du taux de croissance annuel de l'indice S&P 500 dans une fonction de réaction. Bernanke et Gertler (2000) obtiennent un coefficient négatif et non significatif, tandis que Levieuge (2003) obtient un coefficient positif et significatif<sup>14</sup>, de l'ordre de 0,1. Nos résultats vont dans le sens de ceux de Bernanke et Gertler, puisque nous obtenons un effet négatif et non significatif du niveau des cours boursiers dans la fonction de réaction de la Réserve Fédérale. L'effet du PER est lui aussi négatif et non significatif, ce qui conduit à

<sup>12</sup> Cela revient à tester l'hypothèse selon laquelle la Banque centrale aurait une cible de prix des actifs financiers, et déterminerait son taux d'intérêt objectif en fonction de l'écart du prix des actifs à la cible, en plus des déterminants usuels de la politique monétaire. Cette problématique rejoint les travaux de Bernanke et Gertler (2000), Cecchetti *et al.* (2000) et Levieuge (2003).

<sup>13</sup> Cette dernière série est calculée comme le rapport entre l'indice S&P 500 réel et une moyenne mobile sur dix ans des profits réels liés à la détention des actions des firmes représentées dans l'indice S&P 500. La série est disponible sur le site de R. J. Shiller : [http://www.econ.yale.edu/~shiller/data/ie\\_data.htm](http://www.econ.yale.edu/~shiller/data/ie_data.htm).

<sup>14</sup> Levieuge (2003) applique la méthode de Clarida *et al.* (1998), en testant dans un premier temps l'effet de l'inflation courante, puis l'effet de l'inflation réalisée douze mois plus tard (règle « forward-looking »). L'auteur ne trouve plus d'effet significatif des cours boursiers dans cette deuxième spécification, et conclut que ces derniers sont un indicateur avancé de l'inflation future activement suivi par la Réserve Fédérale.

rejeter tout effet systématique du niveau des cours boursiers sur le comportement de la Réserve Fédérale sous l'ère Greenspan. Des estimations sans l'indicatrice 'chocs 2001-2004' ne remettent pas en cause la non significativité du coefficient  $\beta_4$  (cf. Tableau 4-3, lignes 5 et 6).

Tableau 4-3. Fonction de réaction et prix des actifs financiers

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	Indicatrice 'Caisses d'Epargne'	Indicatrice '2001- 2004'
(4.3) simple 1987 T3 – 2005 T3	-0,10 (-6,27)	0,11 (3,46)	0,41 (5,54)	-4,60 (-2,71)	2,09 (5,50)	1,63 (4,79)		1,0 (5,72)	1,0 (5,54)
(4.3) – per 1987 T3 – 2005 T3	-0,11 (-6,02)	0,11 (3,10)	0,41 (5,39)	-3,64 (-1,57)	1,93 (4,03)	1,59 (4,62)	-0,02 (-0,36)	1,0 (5,65)	1,0 (5,42)
(4.3) – rsap 1987 T3 – 2005 T3	-0,11 (-6,63)	0,09 (3,18)	0,39 (5,21)	-2,35 (-1,17)	1,64 (3,76)	1,62 (5,18)	-0,14 (-1,46)	1,0 (5,89)	1,0 (5,36)
(4.3) – per sans du <sub>01-04</sub>	-0,06 (-3,10)	0,04 (1,89)	0,45 (4,88)	-6,84 (-1,26)	1,84 (1,66)	2,98 (2,90)	-0,09 (-0,76)	1,00 (4,52)	
(4.3) – rsap sans du <sub>01-04</sub>	-0,07 (-3,86)	0,04 (1,97)	0,44 (5,04)	-4,52 (-1,12)	1,54 (1,82)	2,55 (3,49)	-0,29 (-1,56)	1,00 (4,72)	

Source : calculs de l'auteur.

## 4.2. La détermination des taux longs

Selon la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt, le taux d'un titre venant à échéance dans  $n$  périodes peut s'écrire, après linéarisation,  $I_t^{(n)} = \gamma_n E_t [I_{t+1}^{(n-1)}] + (1 - \gamma_n) [i_t]$ , ou encore<sup>15</sup> :

<sup>15</sup> si on omet le fait que le taux long anticipé pour la période  $n+1$  arrivera à échéance dans  $n-1$  périodes et non dans  $n$  périodes (Shiller (1979)).  $\gamma_n = \gamma \cdot (1 - \gamma^{n-1}) / (1 - \gamma^n)$ , avec  $\gamma = \frac{1}{1 + \bar{I}}$ ,  $\bar{I}$  étant le taux d'intérêt long moyen.

$$(4.5) \quad I_t^{(n)} = \sum_{j=0}^{\infty} (\gamma_n)^j [(1-\gamma_n) \cdot i_{t+j}]$$

où  $i$  est le taux court nominal et  $I$  le taux long nominal. Le taux long est une moyenne pondérée des taux courts futurs anticipés.

Une première façon de tester cette théorie consiste à supposer que la prime de risque est constante<sup>16</sup>, et à estimer simplement :

$$(4.6) \quad I_t = \gamma_1 + \gamma_2 \cdot i_t^a$$

Où  $i_t^a$ , le taux court moyen anticipé vaut par exemple :

$$(4.7) \quad i_t^a = (1-\rho) \cdot i_{t-1}^a + \rho \cdot i_t$$

Une autre approche, qui rend mieux compte de la complexité de la formation des anticipations des agents, revient à estimer le modèle à correction d'erreur suivant :

$$(4.8) \quad \Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t)$$

Le taux long s'ajuste à l'évolution des anticipations entre la période passée et la période courante, et il s'ajuste en fonction de l'erreur entre le niveau du taux long passé et les anticipations à la période passée. L'équation (4.8) suppose aussi que les anticipations de taux courts futurs sont construites à partir d'un lissage des taux courts passés. En effet, cette équation peut se réécrire, en négligeant la constante :

$$(4.9) \quad I_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta_1)^j [(\delta_1 \cdot \gamma_2 - \delta_2 \cdot \gamma_2) i_{t-j-1} + \delta_2 \cdot \gamma_2 \cdot i_{t-j}]$$

Une troisième possibilité est d'intégrer le taux court moyen anticipé au modèle à correction d'erreur :

$$(4.10) \quad \Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a)$$

En supposant  $\gamma_2 = 1$ , le taux long est alors égal à :

$$(4.11) \quad I_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta_1)^j \left[ (\delta_1 \cdot -\delta_2) \left( \sum_{s=0}^{\infty} (1-\rho)^s \cdot (\rho) \cdot i_{t-s-1} \right) + \delta_2 \cdot \left( \sum_{s=0}^{\infty} (1-\rho)^s \cdot (\rho) \cdot i_{t-s} \right) \right]$$

(4.9) est un cas particulier de (4.11) pour lequel  $\rho = 1$ . Si  $\rho < 1$ , le taux long s'ajuste instantanément à des anticipations qui s'ajustent d'autant plus lentement que  $\rho$  est faible. On peut alors s'attendre à obtenir des coefficients d'ajustement  $\delta_1$  et  $\delta_2$  plus élevés lorsqu'on estime l'équation (4.10) par rapport à l'équation (4.8). Cela implique aussi que ces coefficients dépendent du schéma anticipatif retenu par les agents<sup>17</sup>.

Les agents peuvent avoir des anticipations extrapolatives sur l'évolution du taux long. Dans ce cas, celui-ci s'ajuste aussi en fonction de son évolution passée. Par ailleurs, le taux court étant déterminé par la Banque centrale en fonction de l'inflation et de l'activité (Taylor

<sup>16</sup> Nous conservons cette hypothèse par la suite.

<sup>17</sup> Les équations (4.8) et (4.10) sont estimées économétriquement avec  $\rho = 0,9$  avec les mêmes séries de taux d'inflation et d'indicateur d'activité. Les résultats sont reportés en annexe 4.C, dans les Tableaux 4-C-1 et 4-C-2. L'équation (4.8) correspond à l'équation (4.29) en annexe, et l'équation (4.10) correspond à l'équation (4.30). L'équation (4.10) donne une qualité de l'ajustement supérieure, et les paramètres sont fortement significatifs. Son inconvénient est d'imposer la valeur de  $\rho$ . A l'inverse, les paramètres de l'équation (4.8) sont faiblement significatifs.

(1993) ; Clarida *et al.* (1998)), le taux long dépend aussi de l'inflation (Modigliani et Shiller (1973)) et du niveau courant de l'activité. Ce dernier, joint à l'inflation, renseigne sur les perspectives d'inflation et d'évolution de la politique monétaire.

### 4.2.1. La mesure du Conundrum

Par la suite, nous estimons deux équations pour quantifier l'écart entre le taux long observé et le taux long compatible avec la théorie des anticipations. Ces équations sont estimées sur données trimestrielles pour la période 1987 T3 – 2005 T3. Le comportement de la Réserve Fédérale est supposé identique sur l'ensemble de la période<sup>18</sup>.

La première équation estimée s'appuie sur (4.8). Elle inclut l'inflation, le niveau d'activité économique et la possibilité d'anticipations extrapolatives<sup>19</sup> :

$$(4.12) \quad \begin{aligned} \Delta I_t = & \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_t^{3m} - \gamma_3 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - \gamma_4 \cdot \hat{y}_{t-1}) \\ & + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^{3m} + \gamma_3 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + \gamma_4 \cdot \Delta \hat{y}_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} \end{aligned}$$

$i_t^{3m}$  est le taux à trois mois sur bons du Trésor, et  $\hat{y}_t$  et  $\hat{\pi}_t$  sont les taux de croissance trimestriels annualisés respectifs du PIB et du déflateur du PIB.

La deuxième équation prend en compte la possibilité de schémas d'anticipations plus complexes sur le taux court et l'inflation :

$$(4.13) \quad \begin{aligned} \Delta I_t = & \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_t^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) \\ & + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} \end{aligned}$$

Le taux court futur moyen anticipé<sup>20</sup> vaut  $i_t^a = 0,9 \cdot i_{t-1}^a + 0,1 \cdot i_t$ , où  $i_t$  est le taux des fonds fédéraux, et le taux d'inflation anticipé vaut  $\pi_t^a = 0,9 \cdot \pi_{t-1}^a + 0,1 \cdot \pi_t$ ,  $\pi_t$  étant le glissement annuel du déflateur du PIB (cf. Graphique 4-7). Le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie est utilisé comme indicateur de l'activité économique.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 4-4 et le Tableau 4-5. Les deux équations donnent des résultats globalement satisfaisants. Le taux long évolue bien en fonction de l'inflation et du taux court. Il dépend aussi du niveau de l'activité économique (cf. Tableau 4-4). L'hypothèse  $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$  est acceptée au seuil de 10% dans les deux cas mais rejetée au seuil de 5% pour l'équation (4.13)<sup>21</sup>. Les deux équations présentent aussi une légère autocorrélation des résidus à l'ordre 5 (cf. Tableau 4-5) mais ceux-ci peuvent être considérés comme normaux

<sup>18</sup> La structure de retards estimée est sensible au régime de politique économique : un changement de régime entraînerait un changement dans les paramètres estimés (Shiller *et al.* (1983)).

<sup>19</sup> Pluyaud (2006) estime une équation similaire.

<sup>20</sup> Si les taux courts passés remplacent les taux courts futurs,  $\rho$  correspond à  $\gamma_n \cdot \bar{I}$  vaut 7,78150 sur la période octobre 1979 – septembre 2005, ce qui donne en données trimestrielles  $\rho = \gamma_{40} = 0,92 \approx 0,90$ .

<sup>21</sup> Le rejet de l'hypothèse  $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$  peut être interprété comme la présence d'une prime de risque dépendant de l'inflation anticipée. Celle-ci pourrait provenir d'une variabilité de l'inflation croissante avec son niveau. Le taux long s'écrit  $I = \mu_1 \cdot \pi^a + \mu_2 \cdot i^a + \phi$ . Si on suppose que la prime de risque vaut  $\phi = \nu_1 \cdot \pi_t^a + \nu_2$ , alors le taux long vaut  $I_t = (\mu_1 + \nu_1) \cdot \pi_t^a + \mu_2 \cdot i_t^a + \nu_2$ . L'hypothèse des anticipations de la structure par terme des taux est vérifiée si  $\mu_1 + \mu_2 = 1$ , or  $\gamma_3 = \mu_1 + \nu_1$  dans le cas d'une prime de risque sur l'inflation anticipée, ce qui implique  $\gamma_2 + \gamma_3 > 1$ .

et homoscédastiques. Des tests de stabilité de Quandt-Andrews avec date de rupture inconnue ont été effectués. Aucune rupture n'est détectée dans les deux cas.

Le risque d'endogénéité des variables explicatives nous a conduit à estimer les équations (4.12) et (4.13) à l'aide des doubles moindres carrés en deux étapes. Les résultats sont présentés en annexe 4.A. Les estimations avec prix à la consommation sont généralement de moins bonne qualité. Celles avec prix du PIB changent peu : les paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$  diminuent légèrement dans la plupart des cas. Pour (4.13) le coefficient sur le taux court anticipé augmente tandis que celui mesurant l'effet de l'inflation anticipée diminue en contrepartie, les deux coefficients diminuant pour (4.12). L'hypothèse  $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$  est acceptée dans tous les cas pour l'équation (4.13), mais est rejetée pour l'équation (4.12) avec prix à la consommation.

La simulation dynamique<sup>22</sup> de (4.13) est prolongée jusqu'à fin 2006 (cf. Graphique 4-8). Elle rend globalement compte de l'évolution du taux long sur la période d'estimation, excepté lors de la bulle obligataire en 1993 et de son éclatement en 1994, ainsi que pendant la crise asiatique en 1998. Si on regarde plus précisément la période allant de juillet 2004 à fin 2006 (cf. Graphique 4-9), la simulation de l'équation (4.13) montre que le taux long aurait dû remonter dès le quatrième trimestre de 2004. Le taux long simulé s'écarte en effet continuellement du taux long observé dès cette date, et sort de l'intervalle de confiance à 95% en 2006. Au troisième trimestre 2005, l'écart de prévision est ainsi de 66 points de base. Cet écart passe à 124 points de base fin 2006 (cf. Tableau 4-6). L'écart de prévision moyen s'élève à 61 points de base sur la période 2004-2006 pour la simulation de (4.13), et à 85 points de base pour (4.12). L'estimation du *conundrum* est ainsi sensible à la spécification retenue, mais aussi à la période d'estimation : l'équation (4.13) estimée sur 1987 T3 – 2006 T4 donne un écart de prévision moyen de 50 points de base sur 2005-2006<sup>23</sup>.

#### **Encadré 4-1. Une baisse de la prime de risque ?**

La prime de risque sur les taux d'intérêt de long terme provient de l'aversion au risque des agents. Elle est souvent modélisée comme une fonction de la volatilité passée du taux long ou de ses déterminants (taux court et inflation<sup>24</sup>). Nous avons donc estimé l'équation (4.13) en y ajoutant la volatilité passée de l'inflation, du taux à 3 mois et du taux à 10 ans.

La variance passée du taux long n'étant pas significative dans les estimations, la spécification retenue est la suivante :

---

<sup>22</sup> La simulation est effectuée à partir des résultats de l'estimation présentés dans le Tableau 4-4. On présente la simulation de (4.13), la précision de l'estimation étant meilleure par rapport à (4.12). Les données du point 4.2.1 ont été prolongées courant 2007, excepté pour l'**Encadré 4-1**.

<sup>23</sup> L'écart entre le taux forward à 3 mois dans 3 mois et le taux à 3 mois sur bons du Trésor a aussi été testé. La mesure du *Conundrum* baisse lorsqu'on prend en compte cette variable. Au troisième trimestre 2005, l'écart de prévision vaut de 51 à 62 points de base lorsque cette variable est introduite. Cet écart vaut de 49 à 87 points de base fin 2006. L'erreur moyenne de prévision sur 2004-2006 vaut 26 points de base pour l'équation (4.12), et 39 points de base pour (4.13). Les estimations sont présentées en Annexe 4.D.

<sup>24</sup> Voir par exemple Mehra (2006).

$$(4.14) \quad \Delta I_t = -0,50 \cdot \left( I_{t-1} + 9,92 - 0,45 \cdot i_{t-1}^a - 0,72 \cdot \pi_{t-1}^a - 0,15 \cdot TUC_{t-1} - 0,24 \cdot \sigma_{t-1}^i - 1,19 \cdot \sigma_{t-1}^\pi \right) \\ + 1,79 \cdot \left( 0,45 \cdot \Delta i_t^a + 0,72 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,15 \cdot \Delta TUC_t + 0,24 \cdot \Delta \sigma_t^i + 1,19 \cdot \Delta \sigma_t^\pi \right) + 0,30 \cdot \Delta I_{t-1} \\ \bar{R}^2 = 0,97 \quad SEE = 0,295 \quad DW = 1,83$$

où  $\sigma_t^i$  est la variance du taux court sur les trois derniers trimestres et  $\sigma_t^\pi$  est la variance du taux d'inflation sur les trois derniers trimestres. L'équation a un écart-type estimé plus faible. La somme des coefficients sur l'inflation et le taux court est aussi plus basse (1,17 contre 1,23 pour l'équation (4.13)). La simulation de cette équation, comparée à celle de l'équation (4.13) donne des résultats très proches (cf. Tableau 4-7). L'enrichissement de l'équation (4.13) avec une prime de risque variable permet au mieux de conclure que le taux long est légèrement supérieur à son niveau prédit par les simulations, mais ne permet pas d'affirmer qu'une baisse de la prime de risque maintient le taux long à un niveau anormalement bas. Par ailleurs, la théorie ne dit rien sur la fenêtre de lissage de la variance passée, et la significativité des paramètres dépend fortement de la fenêtre retenue. Cela impose une certaine prudence dans l'interprétation des résultats ci-dessus.

Tableau 4-4. Taux à 10 ans – Résultats des estimations. 1987 T3 – 2005 T3

Coefficient	Equation (4.12)	Equation (4.13)
$\delta_1$	-0,13 (-2,74)	-0,51 (-5,34)
$\delta_2$	0,16 (2,22)	1,92 (3,63)
$\delta_3$	0,21 (2,01)	0,27 (2,60)
$\gamma_1$	-0,34 (0,18)	-8,83 (-3,65)
$\gamma_2$	0,48 (2,79)	0,46 (7,34)
$\gamma_3$	1,10 (2,18)	0,77 (5,18)
$\gamma_4$	0,53 (1,87)	0,13 (4,34)

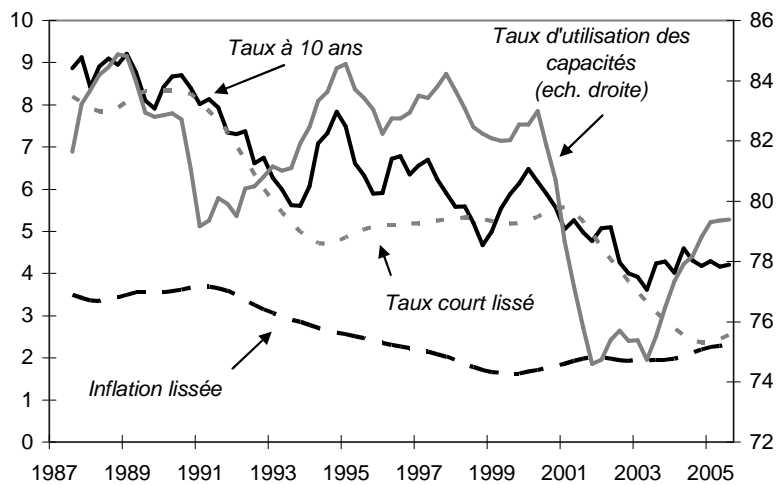
Source : calculs de l'auteur.

Tableau 4-5. Statistiques et tests

	Equation (4.12)	Equation (4.13)
$\bar{R}^2$	0,96	0,96
SEE	0,341	0,318
DW	2,03	1,78
Test de rupture de Quandt – Andrews (1991-1998)	Stat Wald maximum = 3,57 (Prob = 0,99)	Stat Wald maximum = 2,44 (Prob = 0,99)
Test LM d'autocorrélation des résidus (ordre 5)	Stat = 11,48 (Prob = 0,04)	Stat = 11,40 (Prob = 0,04)
Test White d'homoscédasticité des résidus	Stat = 18,74 (Prob = 0,88)	Stat = 25,67 (Prob = 0,54)
Test ARCH d'homoscédasticité des résidus (ordre 1)	Stat = 0,30 (Prob = 0,58)	Stat = 0,79 (Prob = 0,37)
Test Jarque-Bera de normalité des résidus	Stat = 0,66 (Prob = 0,72)	Stat = 2,64 (Prob = 0,27)

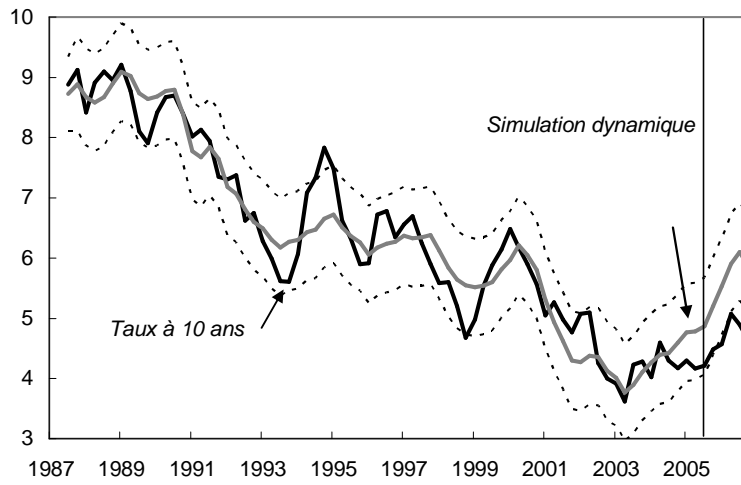
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 4-7 . Le taux à 10 ans et ses déterminants



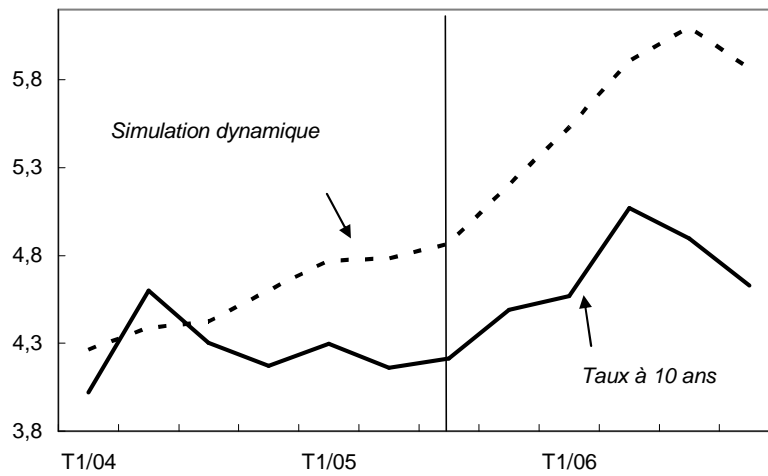
Sources : Réserve Fédérale, Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

Graphique 4-8 . Simulation dynamique- Équation (4.13) - (%)



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 4-9. Taux à 10 ans et simulation : 2004 T1 - 2006 T4 - (%)



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Tableau 4-6. Simulation dynamique – (%)

Date	Taux à 10 ans	Equation (4.12) simulée	Equation (4.13) simulée
01/2004	4,02	4,52	4,26
02/2004	4,60	4,80	4,39
03/2004	4,30	4,71	4,42
04/2004	4,17	4,80	4,60
01/2005	4,30	5,03	4,77
02/2005	4,16	5,13	4,79
03/2005	4,21	5,38	4,87
04/2005	4,49	5,48	5,20
01/2006	4,57	5,88	5,53
02/2006	5,07	6,08	5,91
03/2006	4,90	5,96	6,10
04/2006	4,63	5,80	5,87

Note : Les simulations dynamiques des équations (4.12) et (4.13) sont calculées à partir des estimations présentées dans le Tableau 4-4. Source : calculs de l'auteur.

Tableau 4-7. Un effet de la prime de risque ?

Date	Taux à 10 ans	Equation (4.13) simulée	Equation (4.14) simulée
01/2004	4,02	4,26	4,17
02/2004	4,60	4,39	4,72
03/2004	4,30	4,42	4,70
04/2004	4,17	4,60	4,56
01/2005	4,30	4,77	4,66
02/2005	4,16	4,79	4,76
03/2005	4,21	4,87	4,86

Source : calculs de l'auteur.

## 4.2.2. Estimation multivariée

### 4.2.2.1. Estimation simultanée

La détermination simultanée du taux long et du taux court nécessite d'étudier conjointement la formation des deux taux d'intérêt. Une possibilité consiste en l'estimation simultanée des équations (4.3) et (4.13). Dans cette section, nous utilisons cette méthode pour produire des simulations du taux long cohérentes avec une détermination simultanée du taux court et du taux long. Nous comparons ensuite ces simulations avec celles issues de l'estimation d'un modèle VECM.

Nous estimons simultanément les équations (4.3) et (4.13). Les résultats sont les suivants :

$$\Delta i_t = -0,10 \cdot \begin{pmatrix} i - 2,00 \cdot \pi - 1,65 \cdot \dot{Y} + 4,53 \\ (-6,68) \quad (5,41) \quad (5,27) \quad (-2,90) \end{pmatrix}_{t-1} + 0,08 \cdot \begin{pmatrix} +2,00 \cdot \Delta \pi_t + 1,65 \cdot \Delta \dot{Y}_t \\ (3,23) \quad (5,41) \quad (5,27) \end{pmatrix} \\ + 0,45 \cdot \Delta i_{t-1} + 1,0 \cdot du_{CE} + 1,0 \cdot du_{01-04} \\ (7,07) \quad (6,45) \quad (6,86)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad SEE = 0,237 \quad Jarque - Bera = 8,71 \\ (P=0,012)$$

(4.15)

$$\Delta I_t = -0,52 \cdot \begin{pmatrix} I - 0,45 \cdot i^a - 0,78 \cdot \pi^a - 0,12 \cdot TUC + 8,11 \\ (-6,59) \quad (7,87) \quad (5,76) \quad (4,79) \quad (-4,02) \end{pmatrix}_{t-1} \\ + 1,80 \cdot \begin{pmatrix} +0,45 \cdot \Delta i_t^a + 0,78 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,12 \cdot \Delta TUC_t \\ (3,92) \quad (7,87) \quad (5,76) \quad (4,79) \end{pmatrix} + 0,25 \cdot \Delta I_{t-1} \\ (2,96)$$

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad SEE = 0,320 \quad Jarque - Bera = 2,34 \\ (P=0,310)$$

$\dot{Y}$  est le glissement annuel du PIB en volume. Les résultats sont très proches de ceux issus de l'estimation des équations (4.3) et (4.13) une à une.

#### 4.2.2.2. Estimation d'un VECM

Nous estimons ensuite un modèle VECM, en supposant le taux court et le taux long endogènes<sup>25</sup>. Le glissement annuel du prix du PIB et le taux d'utilisation des capacités sont supposés exogènes. Cette hypothèse est cohérente avec le délai de plusieurs trimestres généralement constaté entre l'action de la politique monétaire d'une part, et l'évolution de l'activité et des prix d'autre part.

La cohérence du modèle avec les hypothèses retenues auparavant pour le comportement de la Réserve Fédérale et la détermination du taux long nous conduit à imposer deux relations de long terme. La première représente la cible à laquelle la FED ajuste son taux court ; la seconde représente le taux long anticipé par le marché. Imposer une unique relation de long terme aurait conduit à n'estimer qu'une relation de long terme entre le taux long, le taux court, l'inflation et l'activité. Le modèle ferait alors l'hypothèse implicite que le taux court est déterminé en fonction de cette relation, ce qui n'a aucun sens économique<sup>26</sup>.

Le modèle estimé est le suivant :

$$(4.16) \quad \Delta \begin{bmatrix} i \\ I \end{bmatrix}_t = \Gamma \cdot A' \begin{bmatrix} i \\ I \\ \pi \\ \tilde{y} \\ 1 \end{bmatrix}_{t-1} + \gamma_0 \cdot \Delta \begin{bmatrix} \pi \\ \tilde{y} \end{bmatrix}_t + \gamma_1 \cdot \Delta \begin{bmatrix} i \\ I \\ \pi \\ \tilde{y} \end{bmatrix}_{t-1}$$

<sup>25</sup> Les estimations et les tests sont conduits à l'aide du module CATS sous RATS 6.0.

<sup>26</sup> On pourrait soutenir l'idée que ce modèle serait une forme réduite des équations (4.3) et (4.13), mais la simulation dynamique du modèle montre qu'il n'est pas capable de reproduire de façon satisfaisante l'évolution du taux court. Par ailleurs, un test de cointégration entre les quatre séries étudiées conclut à deux relations de cointégration.

avec 
$$\Gamma = \begin{bmatrix} l_1 & l_2 \\ l_3 & l_4 \end{bmatrix}, \Lambda' = \begin{bmatrix} 1 & m_1 & m_2 & m_3 & m_4 \\ n_1 & 1 & n_2 & n_3 & n_4 \end{bmatrix}$$

Ce modèle est proche de l'estimation simultanée des équations (4.3) et (4.13). Il en diffère cependant par le fait que le taux de croissance du PIB n'intervient pas : l'introduction simultanée de celui-ci et du TUC ne donne pas de résultats satisfaisants. Par ailleurs, les deux équations de long terme entrent dans chacune des équations, ce qui suppose un effet sur le taux court de l'écart du taux long à son niveau anticipé à long terme. En ce sens, le modèle estimé est donc difficilement interprétable d'un point de vue théorique. Par ailleurs, le taux court et l'inflation ne sont plus lissés, ce qui a l'avantage de ne pas faire dépendre les résultats de la valeur retenue pour  $\rho$ .

La dynamique de court terme n'est pas contrainte, ce qui pose la question de la cohérence dans la formation des anticipations par les agents : on ne sait pas si ce sont les vitesses d'ajustement qui sont différentes selon les variables ou si les coefficients portant sur chaque variable sont cohérents avec le modèle d'ajustement aux anticipations retenu<sup>27</sup>. Le problème est le même pour le comportement de la Banque centrale.

L'estimation de (4.16) donne les deux relations de long terme :

$$i_t = 1,052 \cdot \pi_t + 0,518 \cdot TUC + 34,425 \quad (ECT_1)$$

(6,22)                      (10,16)                      (9,06)

$$I_t = i_t + 0,176 \quad (ECT_2)$$

(0,15)

L'hypothèse  $m_1 = n_2 = n_3 = 0$ ;  $n_1 = -1$  a été testée et ne peut être rejetée au seuil de 10%.

L'estimation de la fonction de réaction implique un coefficient de réaction à l'inflation légèrement supérieur à 1. Le TUC a un effet important dans la détermination du taux court. La dynamique de court terme est :

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & -0,154 \cdot (ECT_1)_{t-1} - 0,114 \cdot (ECT_2)_{t-1} + 0,373 \cdot \Delta i_{t-1} + 0,199 \cdot \Delta I_{t-1} \\ & + 0,205 \cdot \Delta \pi_t + 0,139 \cdot \Delta \pi_{t-1} + 0,287 \cdot \Delta TUC_t + 0,037 \cdot \Delta TUC_{t-1} \end{aligned}$$

(-3,387)                      (-3,177)                      (4,182)                      (2,353)

(1,520)                      (0,918)                      (5,458)                      (0,602)

(4.17)

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,210 \cdot (ECT_1)_{t-1} - 0,195 \cdot (ECT_2)_{t-1} - 0,370 \cdot \Delta i_{t-1} + 0,218 \cdot \Delta I_{t-1} \\ & + 0,666 \cdot \Delta \pi_t - 0,074 \cdot \Delta \pi_{t-1} + 0,332 \cdot \Delta TUC_t - 0,165 \cdot \Delta TUC_{t-1} \end{aligned}$$

(-3,962)                      (-4,647)                      (-3,553)                      (2,206)

(4,235)                      (-0,417)                      (5,422)                      (-2,301)

<sup>27</sup> Par exemple, si on compare (4.16) avec l'équation (4.12) pour l'équation de taux long, on constate que  $\gamma_0 = [f_1 \ f_2] = [\delta_2 \cdot \gamma_3 \ \delta_2 \cdot \gamma_4]$ .  $\delta_2$  est alors indéterminé si  $f_1/\gamma_3 \neq f_2/\gamma_4$ .

La variation du taux court a un effet négatif à court terme sur le taux long, ce qui va à l'encontre de ce qui est généralement admis. Cela pourrait être interprété comme un effet de la crédibilité de la politique monétaire : une hausse du taux court entraînerait une baisse des anticipations d'inflation à long terme, qui se répercuterait sur le taux long<sup>28</sup>.

Il est plus difficile d'interpréter l'effet de  $ECT_2$  sur le taux court. Un écart entre le taux long et le taux court aurait pour effet une action de politique monétaire visant à éloigner encore plus le taux court du taux long. En d'autres termes, une hausse du taux long par rapport au taux court entraînerait une baisse du taux court par la Réserve Fédérale : la hausse du taux long aurait pour effet de freiner l'activité économique, ce qui permettrait à la Réserve Fédérale de baisser son taux court.

#### 4.2.2.3. Simulations

Nous simulons le modèle (4.17), puis le modèle (4.15) complété avec l'équation (4.18), ce qui permet d'endogénéiser la formation des anticipations de taux court :

$$(4.18) \quad i_t^a = 0,9.i_{t-1}^a + 0,1.i_t$$

Les résultats des simulations sont présentés dans le Tableau 4-8. L'endogénéisation des anticipations de taux court a pour effet d'augmenter le taux long simulé à partir du modèle (4.15) - (4.18) par rapport à la simulation de l'équation (4.13) (cf. Graphique 4-10). Au troisième trimestre 2005, le taux long vaut ainsi 5,05 au lieu de 4,87 pour l'équation (4.13). Cet écart provient de la remontée plus rapide du taux court simulé par rapport au taux court observé, qui se reporte sur le taux court anticipé par le biais de (4.18), donc sur le taux long simulé. En fin de période, le taux long observé est à la limite basse de l'intervalle de confiance à 95%.

A l'inverse, la simulation du modèle (4.17) donne un taux long légèrement inférieur au taux long observé à partir du premier trimestre 2004. Au troisième trimestre 2005, ce taux long et le taux long observé sont égaux, ce qui contraste avec les simulations obtenues par l'équation (4.13) et le modèle (4.15) - (4.18). Ce résultat provient de la surestimation de la baisse du taux court entre 2002 et 2004 (cf. Graphique 4-11), qui baisse durablement le niveau du taux long simulé par rapport au taux long observé (cf. Graphique 4-12).

Les estimations multivariées produisent donc des résultats contrastés. Le modèle (4.15) - (4.18) confirme l'existence du *Conundrum*, tandis que le modèle (4.17) ne rend pas compte de façon satisfaisante de l'évolution du taux court, ce qui se répercute sur les simulations.

---

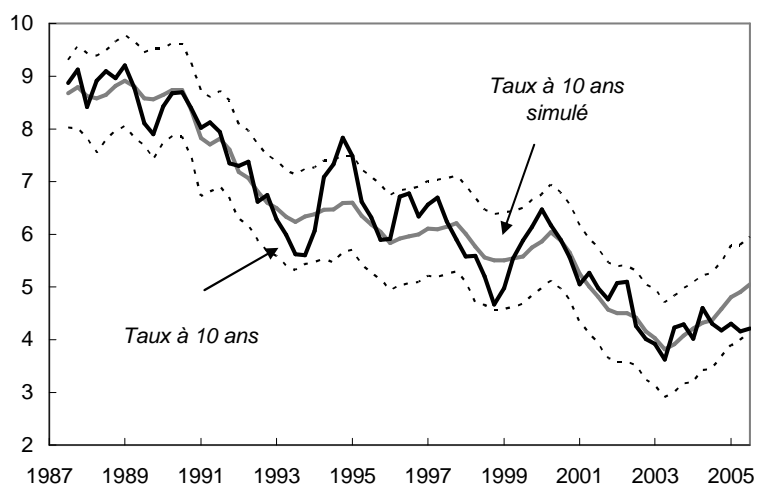
<sup>28</sup> Sur ce sujet, voir Romer et Romer (2000), Ellingsen et Söderström (2001) et Berument et Froyen (2006).

Tableau 4-8. Simulations – Taux d'intérêt à 10 ans

Date	Taux à 10 ans	Equation (4.13)	Modèle (4.17)	Modèle (4.15) - (4.18)
01/2004	4,02	4,26	3,55	4,21
02/2004	4,60	4,39	3,94	4,32
03/2004	4,30	4,42	3,85	4,37
04/2004	4,17	4,60	4,09	4,58
01/2005	4,30	4,77	4,11	4,81
02/2005	4,16	4,79	3,87	4,90
03/2005	4,21	4,87	4,21	5,05

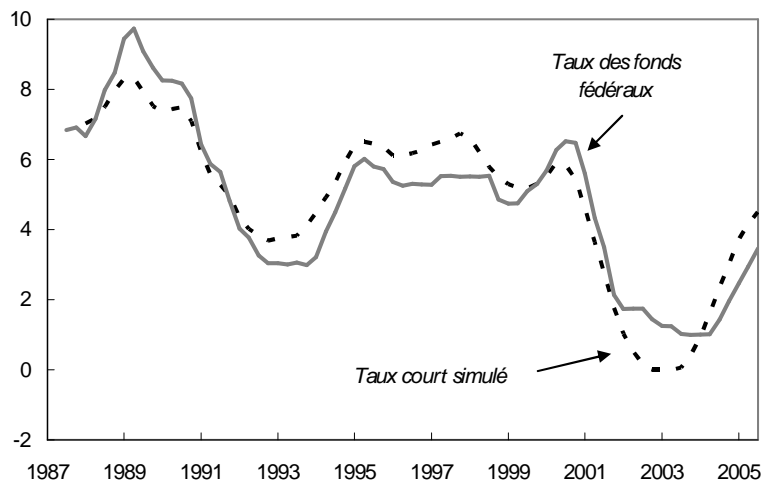
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 4-10. Modèle (4.15) - (4.18) – Taux long simulé



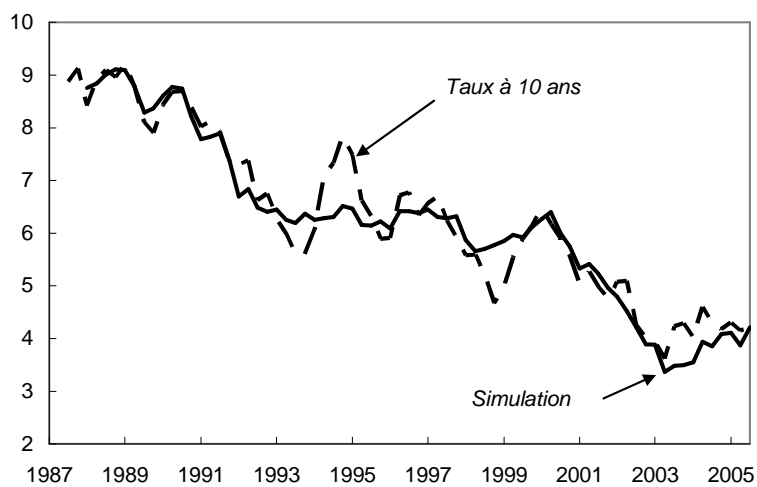
Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 4-11 . Modèle (4.17) – Taux court simulé



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 4-12 . Modèle (4.17) – Taux long simulé



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

### 4.3. Le Mystère des 75 points de base manquants

Nous avons constaté que le taux long est inférieur de 0,6 à 0,9 point par rapport à son niveau prévu par les simulations. Plusieurs hypothèses ont été évoquées pour expliquer ce phénomène. Nous revenons sur trois explications souvent évoquées : l'hypothèse du *Global*



#### 4.3.2. Une baisse du taux d'intérêt réel neutre ?

Le taux d'intérêt réel neutre  $R^N$  est le taux compatible avec la stabilité de l'inflation et le taux de chômage à son niveau d'équilibre<sup>29</sup>. Il est parfois approché empiriquement par le taux de croissance potentielle de l'économie<sup>30</sup>. Le taux neutre peut aussi être mesuré uniquement par utilisation de méthodes statistiques (par exemple un filtre HP) directement sur le taux court réel<sup>31</sup> (Cuaresma *et al.* (2004)). Certains auteurs estiment un petit modèle macroéconomique par filtre de Kalman<sup>32</sup> (Laubach et Williams (2003); Garnier et Wilhelmsen (2005); Cour-Thimann *et al.* (2006)). Bomfim (2001) utilise les obligations indexées pour obtenir pour calculer le taux long réel anticipé par le marché. Une autre technique consiste à déduire le taux neutre à partir d'un modèle calibré ou estimé (Smets et Wouters (2003); Giammarioli et Valla (2004)).

On lui ajoute les anticipations d'inflation à long terme pour obtenir le taux d'intérêt de long terme nominal neutre, qui peut ainsi être comparé au taux à 10 ans observé (cf. Graphique 4-13). On constate que le taux long est au-dessus du taux neutre entre 1987 et 1992, tandis qu'il est en dessous presque continuellement entre 1960 et 1980. Le taux long a bien suivi la baisse du taux neutre depuis les années 1990. Il lui est cependant inférieur depuis 2002, ce qui confirme le fait que le taux long paraît trop bas. Il apparaît alors que la baisse du taux neutre ne permet pas d'expliquer le bas niveau du taux long en 2004-2005. La mesure empirique du taux d'intérêt neutre demeure néanmoins délicate : les estimations sont très imprécises et varient fortement selon la méthode employée (Rudebusch (2001); Orphanides et Williams (2002)).

---

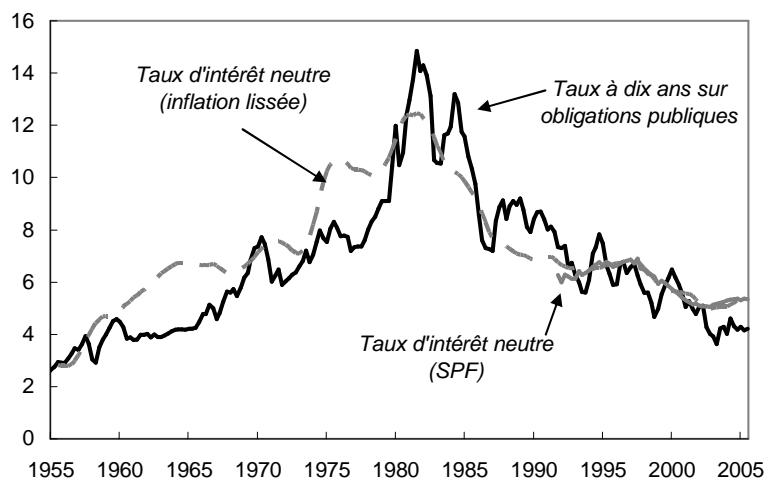
<sup>29</sup> Le concept de taux d'intérêt neutre est souvent utilisé de façon équivalente au concept de taux d'intérêt d'équilibre, ou encore taux d'intérêt naturel dans la littérature empirique. Voir Arestis et Chortareas (2007) pour une discussion sur ce point.

<sup>30</sup> Voir par exemple Laubach et Williams (2003) et Wu (2005a).

<sup>31</sup> Par exemple taux des Fonds Fédéraux moins taux d'inflation courant.

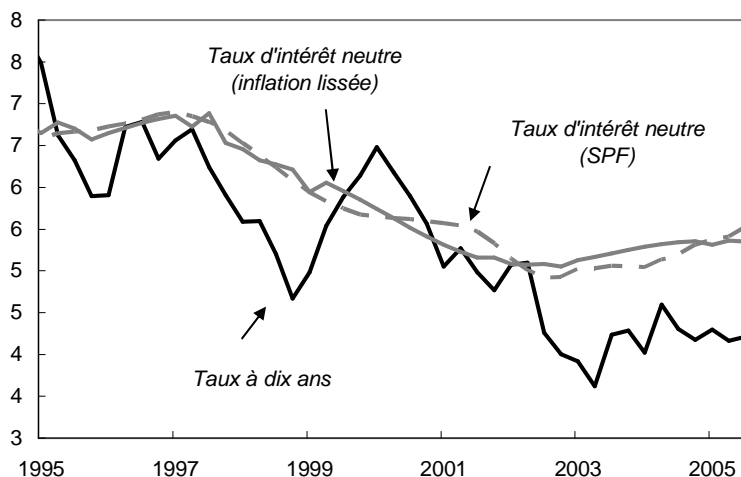
<sup>32</sup> Dans ce cas, l'output gap est supposé nul lorsque le taux d'intérêt est égal au taux neutre. Le taux de chômage est alors égal à son niveau d'équilibre et l'inflation est stabilisée.

Graphique 4-13 . Taux d'intérêt à dix ans et taux d'intérêt neutre



Notes : Le taux de croissance potentiel est approximé par la tendance du PIB réel, mesurée à l'aide d'un filtre HP ( $\lambda=1600$ ). L'inflation anticipée est approchée selon deux méthodes : un lissage exponentiel de l'inflation passée, et l'inflation anticipée à 10 ans issue du Survey of Professional Forecasters (SPF). Sources : Réserve Fédérale, FRB de Philadelphie, Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

Graphique 4-14 . Taux neutre 1995-2005



Sources : Réserve Fédérale, FRB de Philadelphie, Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

#### 4.3.3. L'hypothèse du Global saving glut

D'après Bernanke (2005), les causes du déficit du compte courant américain et du bas niveau des taux longs sont à rechercher au niveau mondial. Selon lui, il y aurait une surabondance relative d'épargne au niveau mondial. Elle serait due pour une part au

vieillesse des populations des pays riches, qui aurait pour conséquence une hausse de l'épargne désirée, et à une diminution des possibilités d'investissement ayant pour origine la faible croissance de la population active, ainsi que le niveau élevé du ratio capital-travail. Bernanke souligne aussi le fait que récemment, les pays en développement sont devenus épargnants nets. A l'inverse, les Etats-Unis ont un taux d'épargne faible, insuffisant pour financer le déficit public et l'investissement privé. Les excédents courants des autres pays permettent de financer le déficit des comptes courants américains, ce qui est forcément exact *ex post* du point de vue comptable. Par quel mécanisme le taux d'intérêt américain peut-il alors être maintenu bas ?

Selon la théorie mondiale des fonds prêtables (Blanchard et Summers (1984) ; Barro et Sala-i-Martin (1991) ; Catão et Mackenzie (2006) ; Desroches et Francis (2007)), *ex ante*, une hausse de l'épargne désirée  $S$  et une baisse de l'investissement désiré  $Inv$  entraînent une baisse du taux d'intérêt réel  $R$ . Cela suppose qu'il n'y ait qu'un seul taux d'intérêt (ou une seule courbe des taux) qui serait déterminée sur le marché financier mondial, et dont les taux d'intérêt de tous les pays dépendraient. En système de change flexible, il faut pour cela l'absence de « home bias », c'est-à-dire de préférence des agents pour les actifs financiers libellés en monnaie domestique<sup>33</sup>. Il faut aussi que soient vérifiées la parité des pouvoirs d'achat relative, et l'absence du paradoxe de Feldstein et Horioka<sup>34</sup>, sans quoi les taux d'intérêt nominaux et réels dépendent aussi de facteurs domestiques (Frankel (1991)). En système de change fixe, et étant donnée la prépondérance de l'économie américaine et du dollar, on peut penser que des pays ayant un excédent de leur balance courante vis-à-vis des Etats-Unis doivent fixer leur taux d'intérêt au taux américain et accumuler des réserves de change si les autorités ne souhaitent pas réévaluer leur monnaie.

Barro et Sala-i-Martin supposent que le taux d'épargne mondial  $S/Y$  s'ajuste graduellement au taux d'épargne désiré, qui dépend négativement du prix du pétrole  $POIL$ <sup>35</sup>, positivement du taux d'intérêt réel mondial de long terme anticipé<sup>36</sup>  $R^a$  :

$$(4.19) \quad \left(\frac{S}{Y}\right)_t = b_0 - b_1 \cdot POIL_{t-1} + b_2 \cdot R_t^a + b_3 \cdot \left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1}$$

Les auteurs cherchent aussi à expliquer les variations du taux d'épargne par la politique monétaire et la politique budgétaire. Une hausse de la masse monétaire entraînerait une hausse du revenu temporaire, donc du taux d'épargne. Une hausse du déficit public réduirait l'épargne désirée si les agents ne sont pas ricardiens. Il est discutable de supposer que le taux d'épargne mondial dépend négativement du prix du pétrole : une hausse du prix du pétrole augmente les revenus des pays producteurs. Si ces revenus pétroliers additionnels sont épargnés, l'effet net est positif sur l'épargne mondiale.

---

<sup>33</sup> Ce point est discuté dans le chapitre 5.

<sup>34</sup> Voir Feldstein et Horioka (1980).

<sup>35</sup>  $POIL$  est considéré comme une mesure variant négativement avec le ratio de revenu temporaire. L'équation (4.19) est issue de l'approche par le revenu permanent, dans laquelle seules les variations du revenu transitoire ont un impact non négligeable sur le taux d'épargne. Une hausse de  $POIL$  signifierait une baisse du revenu transitoire des agents, donc une baisse de leur taux d'épargne.

<sup>36</sup> Barro et Sala-i-Martin (1991) utilisent des taux de court terme (à 3 mois) pour construire le taux d'intérêt mondial. Nous considérons que ce sont les taux de long terme qui importent dans les choix des agents, les taux courts étant fixés par les Banques centrales.

L'investissement désiré est modélisé en suivant l'approche du  $q$  de Tobin. Le taux d'investissement  $Inv/Y$  dépend de la profitabilité anticipée des entreprises :

$$(4.20) \quad \left(Inv/Y\right)_t = a_0 + a_1 \cdot \log \left( \frac{PROF_t^a}{R_t^a + \hat{\rho}_t} \right)$$

où  $PROF_t^a$  est la profitabilité anticipée par unité de capital,  $\hat{\rho}_t$  est une prime de risque, et  $a_1 > 0$ . La forte persistance de l'investissement conduit les auteurs à différencier l'équation (4.20). L'équation d'investissement n'a donc pas de niveau de long terme déterminé, contrairement à l'équation d'épargne.  $Inv/Y$  s'ajuste alors au taux d'investissement désiré, qui dépend de la variation de la profitabilité anticipée du capital  $\dot{cap}_{t-1}$ , et de la variation du taux d'intérêt réel :

$$(4.21) \quad \left(Inv/Y\right)_t = a_0 + a_1 \cdot \dot{cap}_{t-1} + a_2 \cdot (R_t^a - R_{t-1}^a) + \left(Inv/Y\right)_{t-1}$$

$\dot{cap}_t = \frac{cap_t - cap_{t-1}}{cap_{t-1}} - \pi_t^a$  est égal au taux de croissance de la capitalisation boursière  $cap$

moins le taux d'inflation anticipé  $\pi_t^a$ . Une autre mesure de la profitabilité est le ratio  $\frac{profits}{cap}$ ,

où  $profits$  mesure l'ensemble des profits des entreprises cotées sur le marché. Ces deux mesures entraînent des effets contraires de la capitalisation boursière sur l'investissement, donc sur le taux d'intérêt. Selon la seconde, un haut niveau de la capitalisation boursière conduit à un ratio  $\frac{profits}{cap}$  faible, qui doit amener les agents à anticiper une faible profitabilité

du capital, et une hausse de la capitalisation boursière dégraderait la profitabilité anticipée. Or, on peut penser qu'un haut niveau de capitalisation boursière est plutôt le signe d'une forte profitabilité anticipée, ce qui correspond à la première mesure. Ainsi, les tenants de l'hypothèse du *Global Saving Glut* soutiennent l'idée d'une baisse de l'investissement désiré due à une baisse des possibilités d'investissement. Par exemple, Catão et Mackenzie (2006) s'appuient sur le constat d'un ratio  $\frac{profits}{cap}$  faible, mais retiennent comme déterminant de

l'investissement le taux de croissance de la capitalisation boursière. Ils trouvent un effet positif de ce dernier sur l'investissement désiré. Or, la capitalisation boursière a fortement augmenté en 2003-2004, ce qui implique une hausse de l'investissement désiré, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse du *Global Saving Glut*.

Le taux d'intérêt réel anticipé compatible avec l'équilibre entre épargne et investissement désirés est obtenu par égalisation des équations (4.19) et (4.20). Il dépend positivement de la profitabilité anticipée du capital, des prix du pétrole, du taux d'investissement retardé, et négativement du taux de croissance passé de la masse monétaire  $\dot{M}_{t-1}$  et du solde public passé  $SP_{t-1}$ . Ces deux dernières variables sont utilisées comme des mesures des politiques monétaire et budgétaire :

$$(4.22) \quad R_t^a = c_0 + c_1 \cdot \dot{cap}_{t-1} + c_2 \cdot POIL_{t-1} + c_3 \cdot \left( \frac{Inv}{Y} \right)_{t-1} + c_4 \cdot R_{t-1}^a + c_5 \cdot \dot{M}_{t-1} + c_6 \cdot SP_{t-1}$$

Barro et Sala-i-Martin cherchent à estimer l'équation (4.22) à l'échelle mondiale. Ils construisent chaque variable en agrégeant les données pour neuf pays de l'OCDE (Belgique, Canada, France, Allemagne, Japon, Pays-Bas, Suède, Royaume-Uni, Etats-Unis). Ils estiment l'équation (4.22) sur les périodes 1959-1972 et 1973-1988. Nous avons construit une base de données similaire à la leur, en remplaçant les taux courts par des taux à 10 ans sur obligations publiques. La discontinuité de certaines séries ne nous a pas permis de reconstituer la base de données qu'à partir de 1972.

Nous estimons l'équation (4.22) et comparons les résultats à ceux de Barro et Sala-i-Martin dans le Tableau 4-9. Nos estimations sur la période 1973-1988 (cf. colonne (2)) sont proches de celles de Barro et Sala-i-Martin (cf. colonne (1)), alors que nous utilisons des taux longs. Les données que nous utilisons sont donc fidèles aux travaux de Barro et Sala-i-Martin. Cependant, les estimations sur la période 1988-2005 et 1972-2005 donnent des résultats très différents (cf. colonnes (3) et (4)). Les prix du pétrole ont un impact soit négatif, soit non significatif. Le taux d'investissement et le taux de croissance de la masse monétaire ont un effet non significatif.

Pour vérifier si ces résultats ne sont pas dus au groupe restreint de pays retenu, nous avons élargi les données à 19 pays sur la période 1990-2005 (Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Corée du sud, Danemark, Espagne, France, Irlande, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède, Etats-Unis). Les résultats sont présentés dans la colonne (5). Les prix du pétrole n'ont pas d'effet significatif. Le taux d'investissement a un effet soit négatif, soit nul, et le taux de croissance de la masse monétaire (au sens de M3) a maintenant un effet positif sur le taux long réel. Le solde public n'a jamais d'effet significatif sur le taux long réel.

Ces résultats réfutent la thèse selon laquelle les taux d'intérêt seraient déterminés selon un équilibre épargne – investissement à l'échelle mondiale. Cela affaiblit l'argument selon lequel le bas niveau du taux d'intérêt long américain serait dû à un déséquilibre *ex ante* entre épargne et investissement à l'échelle mondiale.

Tableau 4-9. Taux d'intérêt réel mondial anticipé

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1973-1988	1973-1988	1988-2005	1972-2005	1990-2005
$c_0$	-0,131 (2,52)	-10,38 (1,58)	4,79 (1,84)	4,64 (1,44)	14,77 (2,66)
$c_1$	0,064 (4,57)	0,06 (4,84)	0,02 (2,51)	0,02 (2,77)	0,02 (2,80)
$c_2$	0,047 (3,62)	0,03 (2,45)	-0,02 (4,00)	0,00 (0,10)	-0,01 (1,83)
$c_3$	0,555 (2,83)	0,61 (1,82)	-0,18 (1,48)	-0,20 (1,28)	-0,70 (2,52)
$c_4$	0,510 (4,95)	0,38 (1,96)	0,78 (6,79)	0,76 (7,33)	0,67 (8,62)
$c_5$	-0,212 (2,00)	-0,22 (1,87)	0,05 (0,69)	-0,03 (0,63)	0,22 (4,61)
$\bar{R}^2$	0,93	0,80	0,63	0,76	0,79
$DW$	2,00	1,95	1,98	1,51	1,74

Notes : la colonne (1) est l'équation (7) du tableau 2 dans Barro et Sala-i-Martin (1991). Les T-student entre parenthèses sont corrigés par la méthode de Newey-West. Les données sont décrites en annexe 4.F.

Sources : Barro et Sala-i-Martin (1991), calculs de l'auteur.

## 4.4. L'accumulation d'obligations du Trésor américain

Un ensemble de travaux cherche à expliquer le bas niveau des taux longs par l'achat massif de titres publics par l'étranger, notamment les Banques centrales asiatiques (Artus (2005) ; Frey et Moëc (2005) ; Wu (2005b) ; Pluyaud (2006) ; Warnock et Warnock (2006)). Selon une autre explication, la forte demande de titres longs par certains investisseurs institutionnels, plus particulièrement les fonds de pension, en serait à l'origine. Bernanke *et al.* (2004) essaient d'expliquer les variations du taux long par toute modification de l'offre relative de titres.

Un effet de ces achats sur le taux long, qu'ils proviennent des Banques centrales étrangères ou des fonds de pension, n'est possible que sous certaines conditions. Il faut en premier lieu que ces achats portent sur un volume important de titres relativement à l'ensemble de l'encours de la dette publique. Il faut aussi que les Banques centrales et/ou les fonds de pension achètent relativement plus de titres longs que de titres courts, ce qui se traduirait par une déformation de la structure de leur portefeuille. Cette déformation aura un impact sur le taux long s'il existe un certain degré de segmentation entre le marché des titres longs publics et celui des titres courts publics. Par ailleurs, la structure par terme des émissions de titres par le Trésor n'est pas nécessairement figée. Une baisse de la durée moyenne de la dette peut

conduire à une baisse de la partie longue de la structure par terme des taux d'intérêt si les titres ne sont pas parfaitement substituables.

Supposons que les agents ont le choix entre des titres courts  $b_t$ , qui rapportent un taux d'intérêt  $i_t$ , et des titres longs  $B_t$ , et qui rapportent un taux d'intérêt  $I_t$ . L'équilibre d'arbitrage implique l'égalité entre le rendement anticipé issu de la détention d'une obligation et le taux court nominal :

$$(4.23) \quad I_t = \rho \cdot i_t + (1 - \rho) I_{t+1} + \frac{1}{\eta} \cdot \frac{B_t}{W_t}$$

où  $W_t = b_t + B_t$ . Si les agents sont neutres au risque,  $\eta \rightarrow \infty$ , la prime de risque est nulle. Si les agents ont de l'aversion pour le risque,  $\eta$  prend une valeur positive finie, et une hausse du stock de titres longs émis par l'Etat entraîne une hausse du taux long nécessaire pour amener les agents à détenir cette dette.

Certains acteurs, tels les fonds de pension, ont une demande structurelle d'actifs longs. Soit  $\tilde{B}_t$  ( $\tilde{b}_t$ ) le stock de titres longs (courts) désiré par les fonds de pension. L'équation (4.23) devient :

$$(4.24) \quad I_t = \rho \cdot i_t + (1 - \rho) I_{t+1} + \frac{1}{\eta} \cdot \frac{B_t - \tilde{B}_t}{W_t}$$

Si le stock de titres est inférieur à l'actif long désiré par les fonds de pension, ceux-ci acceptent de payer plus cher les obligations pour se rapprocher de leur structure de maturité désirée, ce qui se traduit par une baisse du taux long. La prime d'habitat est alors une fonction positive de l'écart entre le stock de titres longs disponibles et le stock de titres longs désiré par les fonds de pension.

Le stock de titres longs disponibles dépend de la politique d'émission du Trésor. En effet, la dette longue évolue, en négligeant l'inflation, selon l'équation suivante :

$$(4.25) \quad B_t = (1 + I_{t-1}) B_{t-1} + \Psi_t \cdot DP_t$$

$\Psi_t$  est la part du déficit primaire  $DP_t$  financée par émission de titres longs nouveaux. Supposons  $\frac{\tilde{B}}{W}$  constant. L'Etat peut alors choisir  $\Psi_t$  pour répondre à l'évolution du besoin de

titres longs à chaque période par les fonds de pension :  $\Psi_t = \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$ . Dans ce cas,  $B_t = \tilde{B}_t$  et le taux long est égal à la somme des taux courts futurs anticipés, la prime d'habitat étant nulle. Si  $\Psi_t < \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$ , la prime d'habitat est négative, et inversement si  $\Psi_t > \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$ . Une condition

moins restrictive est  $\frac{1}{n+1} \sum_{j=0}^n \Psi_{t-j} = \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$ , où  $n$  est la maturité minimale en dessous de laquelle

le titre sera considéré comme un titre de court terme. Par exemple, si le Trésor n'émet que des titres à 10 ans et que les détenteurs de titres considèrent que les titres longs sont des titres dont la maturité est supérieure ou égale à 5 ans, alors  $n = 5$ .

Si la part des titres longs désirés varie, l'Etat ne peut compenser cette variation que dans la limite du montant du déficit primaire. Par exemple, si  $\Delta \tilde{B}_t > DP_t$ , la prime d'habitat est négative. Cette contrainte est renforcée par le déclassement de titres longs en titres courts lorsque leur maturité résiduelle devient trop faible.

L'existence d'une prime d'habitat suppose qu'il n'y ait pas suffisamment d'agents neutres au risque qui arbitrent entre titres courts et longs pour compenser l'écart entre  $B_t$  et  $\tilde{B}_t$ . Soit  $B_t^1$  le stock de dette détenu par les arbitragistes, et  $B_t^2$  la dette détenue par les fonds de pension,  $B_t = B_t^1 + B_t^2$ . Supposons une hausse du stock de titres longs désiré par les fonds de pension ( $\Delta\tilde{B}_t = \tilde{B}_t - \tilde{B}_{t-1} > 0$ ), et  $\Delta\Psi_t$  tel que  $\Psi_t < \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$ . Si un nombre suffisant d'arbitragistes revendent leurs titres longs, leurs anticipations sur les taux courts futurs étant supposées inchangées, c'est-à-dire si  $\Delta B_t^1 = -(\Delta\tilde{B}_t - \Delta B_t)$ , alors  $B_t^2 = \tilde{B}_t$ . Dans ce cas, la prime d'habitat est nulle. Ce mécanisme a une limite, puisque lorsque les arbitragistes n'ont plus de titres longs, les fonds de pension acceptent une baisse du taux long pour se rapprocher de leur niveau de dette désiré.

Une baisse du taux long pourrait donc provenir d'une hausse de  $\tilde{B}_t$ , qui pourrait s'expliquer par une hausse de la dette longue désirée par les fonds de pension, et/ou une hausse de la dette longue désirée par l'étranger, notamment les Banques centrales asiatiques. En contrepartie, le Trésor n'augmenterait pas suffisamment rapidement son offre de titres longs, et les arbitragistes ne compenseraient pas intégralement l'insuffisance de titres longs en revendant les leurs. Ce phénomène serait accentué par la baisse de la maturité résiduelle de la dette.

#### 4.4.1. L'évolution de la dette Fédérale depuis 2004

Le stock de titres en % du PIB est resté quasiment stable (cf. Tableau 4-10). La baisse du taux long ne semble donc pas due à une baisse du stock de dette publique. La répartition entre les titres courts (*bills*, échéance inférieure à 1 an), les titres d'échéance moyenne à longue (*notes*, échéance comprise entre 1 et 10 ans), et les titres de très longue échéance (*bonds*, échéance supérieure à 10 ans) se déforme au profit des *notes*, qui passent de 54,6% à 61,5% du total des titres considérés entre 2003 et la fin 2005. La part des *Bonds* baisse régulièrement depuis 2000. Si on regarde plus précisément la répartition par classe de maturité de la dette publique détenue par les agents privés, on s'aperçoit que les parts des classes de titres de maturités comprises entre 1 et 5 ans, entre 5 et 10 ans, et entre 10 et 20 ans augmentent (cf. Tableau 4-11). Néanmoins, le Trésor n'a pas émis de titres à 30 ans entre octobre 2001 et août 2005, ce qui explique la forte baisse de la part des titres de maturité supérieure à 20 ans. Il en résulte une baisse de la durée moyenne de la dette, qui passe de 5 ans et 10 mois en 2000 à 4 ans et 9 mois fin 2005. Cette modification de l'offre de titres a pu favoriser un report des achats vers des titres de maturité plus faible, contribuant à la baisse du taux à dix ans.

Tableau 4-10. Composition de la dette publique détenue par le public

	dette publique négociable, hors dette indexée, en % du PIB	part des <i>bills</i> %	part des <i>notes</i> %	parts des <i>bonds</i> %
2000	29,16	21,52	56,29	22,19
2001	27,45	26,43	51,54	22,03
2002	28,49	29,11	51,02	19,87
2003	30,03	27,87	54,62	17,50
06/2004	30,20	26,63	57,73	15,64
09/2004	30,34	26,54	58,23	15,23
12/2004	30,47	27,08	58,34	14,59
03/2005	30,99	27,65	58,29	14,06
06/2005	29,70	24,72	61,05	14,23
09/2005	29,56	24,22	61,94	13,85
12/2005	29,74	25,04	61,51	13,46

Note : Les données annuelles sont calculées en fin d'année fiscale. Sources : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

Tableau 4-11. Structure de maturités de la dette publique détenue par les agents privés

Maturité	< 1 an	1-5 ans	5-10 ans	10-20 ans	> 20 ans	Durée moyenne
2000	34,79	32,06	14,39	6,77	12,00	5 ans 10 m.
2001	38,66	27,94	14,14	7,50	11,76	5 ans 9 m.
2002	37,71	32,17	12,48	8,18	9,46	5 ans 6 m.
2003	37,70	34,07	12,54	8,69	7,01	5 ans 1 m.
06/2004	37,04	35,29	13,30	7,94	6,43	4 ans 11 m
09/2004	35,86	36,59	13,19	7,73	6,63	4 ans 11 m
12/2004	35,64	36,29	14,07	7,77	6,23	4 ans 10 m
03/2005	35,92	36,92	13,80	7,98	5,39	4 ans 8 m
06/2005	33,27	38,28	14,75	8,15	5,55	4 ans 10 m
09/2005	33,01	38,38	14,98	8,43	5,20	4 ans 10 m
12/2005	34,61	36,41	15,73	8,14	5,11	4 ans 9 m

Note : ces données ne sont pas comparables avec celles du Tableau 4-10, les titres détenus par les banques fédérales étant exclus ici. Les données ne portent que sur la dette portant des intérêts. Les données annuelles sont calculées en fin d'année fiscale. Sources : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

On constate que la part de la dette détenue par l'étranger passe de 35,7% en moyenne en 2000 à 53,6% à la fin du troisième trimestre 2004 (cf. Tableau 4-12). Cette hausse a pour contrepartie principale une baisse des parts des établissements de dépôt, des fonds de pension publics et de la catégorie regroupant les *autres investisseurs*<sup>37</sup>. Ces trois catégories détiennent moins de titres publics en % des titres publics totaux, mais aussi en valeur, ce qui traduit un transfert net de titres vers les autres catégories de détenteurs. Par ailleurs, la dette détenue par les fonds de pension privés et les sociétés d'assurance reste constante entre fin juin 2004 et fin

<sup>37</sup> Cette catégorie est définie comme contenant les agents suivants : « individuals, Government-sponsored enterprises, brokers and dealers, bank personal trusts and estates, corporate and non-corporate businesses, and other investors ».

septembre 2005, ce qui jette un doute sur l'hypothèse selon laquelle la hausse de la demande de titres longs par ces catégories d'investisseurs serait à l'origine du bas niveau du taux long. Les données disponibles ne permettent cependant pas de confirmer ou d'infirmer clairement cette hypothèse, d'autant plus qu'une partie des achats de titres par les fonds de pension s'effectue par le biais de centres *off-shore*.

L'enquête mensuelle du *Treasury International Capital System* (TICS) permet de construire la composition de la dette détenue par l'étranger en titres courts (*bills*) et longs (*notes* et *bonds*). On peut en déduire la composition des titres détenus par le public hors agents étrangers selon leur maturité (cf. Tableau 4-13). On constate une forte augmentation de la part des titres longs détenus par l'étranger, secteurs officiel et privé confondus, la distinction étant problématique dans les faits<sup>38</sup>. Cette augmentation se fait en contrepartie d'une baisse des poids des titres courts détenus respectivement par les agents domestiques et par l'étranger. On constate aussi une baisse du poids des titres longs détenus par les agents domestiques. Par ailleurs, la part des titres longs dans le portefeuille de titres de dette publique détenu par l'étranger augmente fortement à partir de fin juin 2004 : elle passe de 82,5 à 87,8% entre fin juin 2004 et fin septembre 2005. Cette part passe de 67,9 à 67,1% pour les agents domestiques sur la même période (cf. Tableau 4-14). Ce constat doit être nuancé si on regarde la maturité résiduelle de la dette détenue par les non résidents. Ceux-ci ont augmenté la part des titres de maturité résiduelle comprise entre 7 et 15 ans de façon continue entre 2003 et 2006, que l'on considère les Institutions officielles ou les agents privés (cf. Tableau 4-15), mais la part des titres de maturité résiduelle supérieure à 15 ans a dans le même temps baissé<sup>39</sup>. Si on regarde la part des titres détenus par l'étranger de maturité résiduelle supérieure à 7 ans, celle-ci diminue de 2,4 points entre 2003 et 2005, puis augmente de 1,3 point en 2006. Un calcul approché suggère aussi que la durée de vie de la dette de maturité résiduelle supérieure à 1 an détenue par l'étranger est inférieure à la durée de vie de la dette totale de maturité résiduelle supérieure à 1 an (cf. Tableau 4-16). Néanmoins, de juin 2002 à juin 2006, la durée de vie de la dette de maturité résiduelle supérieure à 1 an détenue par les agents privés (résidents et étrangers) baisserait de 1,7 point, tandis qu'elle baisserait de 1,3 point pour la dette détenue par l'étranger. Cela impliquerait une baisse plus importante de la durée de vie résiduelle de la dette détenue par les résidents américains.

---

<sup>38</sup> Par exemple, selon Frey et Moëc (2005) une partie des achats de titres américains pour le compte de la Banque centrale chinoise s'opère à partir des banques commerciales chinoises, comptabilisées comme des institutions privées.

<sup>39</sup> Ceci est cohérent avec la baisse de la durée de vie moyenne de la dette depuis 2000.

Tableau 4-12. Evolution de la détention de la dette publique

	Etablissements de dépôt	Savings bonds	Fonds de pensions		Compagnies d'assurance	fonds communs de placement	Etats et collectivités locales	Etranger	Autres investisseurs
			privés	Etats et collectivités locales					
2000	7,35	6,17	3,83	6,31	3,84	7,13	10,33	35,73	19,29
2001	6,66	6,66	4,22	6,09	3,83	8,32	11,55	36,45	16,22
2002	7,08	6,64	4,43	5,43	4,34	9,08	11,66	39,91	11,41
2003	4,66	6,23	4,34	4,88	4,29	9,09	11,04	43,87	11,60
03/2004	4,64	5,84	4,09	4,07	4,03	8,04	10,67	47,88	10,75
06/2004	4,53	5,79	4,15	3,78	4,08	7,35	10,75	50,33	9,24
09/2004	3,88	5,66	4,18	3,62	4,09	7,09	10,52	50,92	10,05
12/2004	3,48	5,57	4,13	3,56	4,08	6,95	10,54	51,56	10,14
03/2005	3,69	5,30	3,99	3,38	3,98	6,80	10,57	51,45	10,85
06/2005	3,34	5,37	4,14	3,43	4,07	6,56	11,42	53,04	8,63
09/2005	3,25	5,27	4,17	3,39	4,08	6,42	11,81	53,56	8,06

Sources : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur

Tableau 4-13. Parts de titres courts et longs

	Titres détenus par l'étranger		Titres détenus par les agents domestiques	
	U.S. Treasury bills and certificates	Marketable U.S. Treasury bonds and notes	U.S. Treasury bills and certificates	Marketable U.S. Treasury bonds and notes
2000	6,02	28,09	15,89	50,00
2001	6,27	28,63	21,06	44,03
2002	7,39	31,16	20,34	41,10
2003	7,24	35,37	18,74	38,65
06/2004	8,24	38,92	16,97	35,87
09/2004	8,46	39,14	16,54	35,86
12/2004	8,08	39,71	17,30	34,90
03/2005	7,59	40,81	18,25	33,35
06/2005	6,92	43,28	16,01	33,79
09/2005	6,20	44,63	16,19	32,98

Note : Les titres détenus par les agents domestiques sont calculés comme la différence entre la dette publique détenue par le public (hors titres *nonmarketable*) et les titres détenus par l'étranger. Les titres détenus par les banques fédérales sont inclus dans les titres détenus par les agents domestiques. La dette indexée est comprise dans la dette totale, ce qui explique la différence avec le Tableau 4-10. Les données annuelles sont calculées en fin d'année fiscale. Sources : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

*Tableau 4-14. Composition des portefeuilles*

	Titres détenus par l'étranger		Titres détenus par les agents domestiques	
	% Bills	% Notes et bonds	% Bills	% Notes et bonds
2000	17,66	82,34	24,12	75,88
2001	17,97	82,03	32,36	67,64
2002	19,16	80,84	33,11	66,89
2003	16,99	83,01	32,66	67,34
06/2004	17,47	82,53	32,12	67,88
09/2004	17,77	82,23	31,57	68,43
12/2004	16,91	83,09	33,15	66,85
03/2005	15,68	84,32	35,37	64,63
06/2005	13,78	86,22	32,15	67,85
09/2005	12,20	87,80	32,92	67,08

*Note* : Les titres détenus par les banques fédérales sont inclus dans les titres détenus par les agents domestiques. Les données annuelles sont calculées en fin d'année fiscale. *Sources* : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

*Tableau 4-15. Structure par maturité de la dette détenue par l'Etranger – (%)*

Maturité résiduelle		2003	2004	2005	2006
0-3		46,5	47,8	49,0	48,9
3-7		26,2	27,6	26,2	25,0
7-15		16,0	17,4	18,6	20,8
>15		11,2	7,1	6,2	5,3
7-15	Officiel	ND	14,4	15,7	18,9
	Privé	ND	22,7	24,2	25,7

ND : données non disponibles. *Sources* : Report on Foreign Portfolio Holdings of U.S. Securities, calculs de l'auteur.

Tableau 4-16. Durée de vie moyenne de la dette maturité résiduelle supérieure à 1 an (années)

	Dettes considérées	Durée de vie moyenne
juin-02	Détenue par les agents privés	8,46
	Détenue par l'étranger	6,70
juin-03	Détenue par les agents privés	7,69
	Détenue par l'étranger	6,29
juin-04	Détenue par les agents privés	7,18
	Détenue par l'étranger	5,54
juin-05	Détenue par les agents privés	6,79
	Détenue par l'étranger	5,38
juin-06	Détenue par les agents privés	6,73
	Détenue par l'étranger	5,38

Note : la dette est regroupée par maturité résiduelle (inférieure à 1 an ; comprise entre 1 et 5 ans ; entre 5 et 10 ans ; entre 10 et 20 ans ; supérieure à 20 ans). La durée de vie résiduelle moyenne est calculée en multipliant la part de la classe dans la dette par le centre de classe. Pour la classe de dette à durée de vie résiduelle supérieure à 20 ans, la durée résiduelle moyenne a été fixée à 22,5 ans. Source : Treasury Bulletin, Report on Foreign Portfolio Holdings of U.S. Securities, calculs de l'auteur.

#### 4.4.2. Les travaux économétriques

Le bas niveau des taux longs est souvent expliqué par l'achat massif de titres de dette publique américaine par les Banques centrales asiatiques. Bernanke *et al.* (2004) estiment l'effet sur la variation du taux à 10 ans des interventions de la Banque du Japon les jours précédant et suivant ces interventions. Ils estiment qu'une intervention de 1 milliard de dollars par les autorités monétaires japonaises aurait pour effet une baisse de 0,66 point de base du taux à 10 ans américain en moyenne entre janvier 2000 et mars 2004. Les données étant journalières, l'effet mesuré est cependant un effet de très court terme, et l'étude n'utilise pas la structure des actifs acquis par les autorités monétaires japonaises. Par ailleurs, les auteurs soulignent que des erreurs de prédiction de cette grandeur ne sont pas anormalement élevées. Warnock et Warnock (2006) estiment une équation de taux long en forme réduite déduite d'un modèle IS/LM, puis y ajoutent les achats nets d'obligations du Trésor. Ils mesurent que les achats nets d'obligations du Trésor auraient eu pour effet d'abaisser de 100 points de base le taux long américain. Leurs travaux économétriques ne reposent cependant pas sur un modèle théorique complètement explicité, ce qui en rend l'interprétation délicate.

Plusieurs travaux s'appuient sur la théorie des Fonds Prêtables<sup>40</sup>. Frey et Moëc (2005) estiment un modèle à correction d'erreur dans lequel le taux à 10 ans dépend du taux à 3 mois, du déficit public prévu à 5 ans et des achats nets de titres de dette américains de maturité supérieure à 1 an. Selon eux, le taux long serait inférieur de 115 points de base à son niveau prédit par le modèle au deuxième semestre 2004. Artus (2005) retient des déterminants similaires (taux des fonds fédéraux, déficit budgétaire, achats nets d'obligations par les non résidents), et estime un modèle où le taux long s'ajuste lentement à ses déterminants. Selon l'auteur, l'arrêt des interventions de change conduirait à une hausse de 150 points de base du taux long. Cependant les équations estimées n'incorporent pas le comportement des agents privés comme déterminant du taux long, et paraissent donc mal spécifiées.

<sup>40</sup> Voir Iankova Ross *et al.* (2004).

Pluyaud (2006) estime le modèle suivant sur la période 1985 T1–2005 T3 :

$$(4.26) \quad \begin{aligned} \Delta I_t = & 1,29 - 0,29 \left[ I_{t-1} - 0,40 \cdot i_{t-1}^{3m} - 0,69 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - 0,23 \cdot \hat{y}_{t-1} + 0,09 \cdot D_{t-1}^F \right] \\ & + 0,28 \cdot \Delta I_{t-1} + 0,56 \cdot \Delta i_{t-1}^{3m} - 0,50 \cdot \Delta \hat{\pi}_{t-1} + 0,15 \cdot \Delta \hat{y}_t + 0,07 \cdot \Delta \hat{y}_t \\ \bar{R}^2 = & 0,58 \quad SEE = 0,27 \end{aligned}$$

$\hat{y}_t$  est le taux de croissance trimestriel annualisé du PIB,  $\hat{\pi}_t$  le taux de croissance trimestriel annualisé du déflateur du PIB,  $i_t^{3m}$  le taux à 3 mois des billets du Trésor américain et  $D_t^F$  la part des titres émis par le Trésor américain et détenus par des opérateurs étrangers. L'équation estimée produit une simulation dynamique qui explique très bien les mouvements du taux long, même en fin de période. On peut cependant remarquer que la cohérence du schéma d'anticipation des agents n'est pas assurée. Par exemple, l'équation (4.13) sans contrainte sur la dynamique de court terme donne :

$$\Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) + \gamma_5 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_6 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_7 \cdot \Delta TUC_t + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1}$$

$\delta_2$  est alors indéterminé si  $\frac{\gamma_5}{\gamma_2} \neq \frac{\gamma_6}{\gamma_3} \neq \frac{\gamma_7}{\gamma_4}$ . Par ailleurs, l'auteur ne distingue pas entre titres courts et titres longs au sein des titres détenus par les opérateurs étrangers<sup>41</sup>.

#### 4.4.3. L'effet sur le taux long de l'accumulation de titres longs par l'étranger

Pour tester l'effet de l'accumulation de titres longs par l'étranger sur le taux long, nous avons construit une série de titres longs cohérente avec les données dont nous disposons sur la dette publique américaine détenue par le public. Le problème consiste à ventiler la dette publique<sup>42</sup> entre titres courts  $b$  et titres longs  $B$  selon que les titres sont détenus par le système de Banques Fédérales (FRB), les agents privés domestiques (APD) et les agents étrangers (F). On ne s'intéresse qu'à la dette négociable (*marketable debt*). La dette non négociable  $B_{NM}$  est donc soustraite à la dette publique.  $b$  regroupe les titres négociables d'une maturité inférieure à 1 an (*bills*) et  $B$  regroupe les titres négociables de maturité supérieure à 1 an (*notes, bonds et protected securities*).

La dette publique totale négociable détenue par le public s'écrit :

$$B + b = B^{FRB} + b^{FRB} + B^F + b^F + B^{APD} + b^{APD}$$

$B$  et  $b$  sont disponibles dans le *Treasury Bulletin* (Table FD2).  $B^{FRB}$  et  $b^{FRB}$  sont disponibles dans le *Federal Reserve Bulletin*. L'enquête du *TICS* permet de construire une série  $W^F$  de titres courts et longs détenus par l'étranger.  $W^F$  s'écrit :

$$W^F = B^F + b^F + B_{NM}^F$$

où :

$B^F$  : titres longs détenus par l'étranger

<sup>41</sup> Ce qui est aussi le cas de Bandholz *et al.* (2007).

<sup>42</sup> Il s'agit de la dette Fédérale hors dette émise par les agences fédérales pour leur compte propre, qui représente une part négligeable de la dette Fédérale (0,3% en 2005) et dont la ventilation n'est pas précisée dans les statistiques.

$b^F$  : titres courts détenus par l'étranger

$B_{NM}^F$  : titres longs non négociables détenus par l'étranger (*nonmarketable debt*)

$b^F$  est reporté dans l'enquête *TICS* et le *Treasury Bulletin* (Table CM-I-1 : *liabilities to foreigners reported by banks in the United States*).  $B_{NM}^F$  est reporté dans le *Monthly Statement of the Public Debt* et le *Treasury Bulletin*. On en déduit  $B^F = W^F - b^F - B_{NM}^F$

On obtient  $B^{APD} = B - B^{FRB} - B^F$  et  $b^{APD} = b - b^{FRB} - b^F$ . On pose ensuite :

$$W = W^{APD} + W^{FRB} + W^F - B_{NM}^F = B^{APD} + B^{FRB} + B^F + b^{APD} + b^{FRB} + b^F$$

On construit la variable  $\frac{B^F}{W}$ , c'est-à-dire la part des titres longs détenus par l'étranger relativement à la dette publique détenue par le public, et on teste si cette variable a un effet négatif sur le taux long<sup>43</sup>. Pour comparaison, Pluyaud teste la variable  $D^F = \frac{b^F + B^F + B_{NM}^F}{b + B + B_{NM}}$ .

$\frac{B^F}{W}$  augmente fortement entre 1987 et 2005<sup>44</sup> (cf. Graphique 4-15).  $\frac{B^F}{W}$  évolue de façon similaire à la part des titres détenus par les étrangers sans distinction de maturité. Il est donc délicat d'affirmer que cette variable représente la demande de titres longs, et non la demande totale de titres par les étrangers<sup>45</sup>. Cependant les données disponibles ne permettent pas de calculer la part des titres longs de maturité résiduelle supérieure à 1 an détenue par les étrangers.

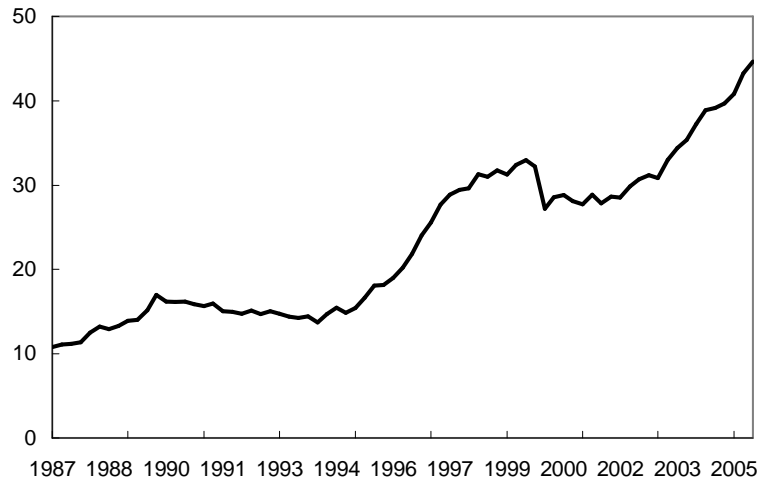
---

<sup>43</sup> Le montant en valeur des émissions de titres longs a aussi été testé, mais n'a pas d'effet significatif. Cf. Annexe 4.E.

<sup>44</sup> L'ajustement de  $\frac{B^F}{W}$  en 2000 provient du fait que l'enquête *TICS* est quinquennale.

<sup>45</sup> En ce sens, il aurait certainement été plus judicieux de construire une variable représentant la part des titres longs de durée de vie résiduelle supérieure à 1 an, 5 ans ou 7 ans détenue par les étrangers.

Graphique 4-15. Part des titres longs détenus par l'étranger ( $B^F/W$ ) - (%)



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

La variable  $\frac{B^F}{W}$  est introduite dans (4.12) et (4.13). Les résultats sont les suivants :

$$(4.27) \quad \Delta I_t = -0,38 \left[ I_{t-1} - 5,02 - 0,33 \cdot i_{t-1}^{3m} - 0,50 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - 0,21 \cdot \hat{y}_{t-1} + 0,09 \cdot \frac{B^F}{W}_{t-1} \right] + 0,38 \left[ 0,33 \cdot \Delta i_t^{3m} + 0,50 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + 0,21 \cdot \Delta \hat{y}_t - 0,09 \cdot \Delta \left( \frac{B^F}{W}_t \right) \right] + 0,28 \cdot \Delta I_{t-1}$$

$$(4.28) \quad \Delta I_t = -0,57 \left[ I_{t-1} + 5,19 - 0,41 \cdot i_{t-1}^a - 0,63 \cdot \pi_{t-1}^a - 0,10 \cdot TUC_{t-1} + 0,03 \cdot \frac{B^F}{W}_{t-1} \right] + 2,66 \left[ 0,41 \cdot \Delta i_t^a + 0,63 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,10 \cdot \Delta TUC_t - 0,03 \cdot \Delta \left( \frac{B^F}{W}_t \right) \right] + 0,27 \cdot \Delta I_{t-1}$$

Tableau 4-17. Statistiques et tests (1987 T3 – 2005 T3)

	Equation (4.27)	Equation (4.28)
$\bar{R}^2$	0,96	0,96
SEE	0,308	0,304
DW	2,07	1,81
Test de rupture de Quandt – Andrews (1991-1998)	Stat Wald maximum = 3,70 (Prob = 0,99)	Stat Wald maximum = 6,26 (Prob = 0,98)
Test LM d'autocorrélation des résidus (ordre 5)	Stat = 15,22 (Prob = 0,01)	Stat = 12,39 (Prob = 0,03)
Test White d'homoscédasticité des résidus	Stat = 35,32 (Prob = 0,45)	Stat = 28,22 (Prob = 0,78)
Test ARCH d'homoscédasticité des résidus (ordre 1)	Stat = 2,13 (Prob = 0,14)	Stat = 0,76 (Prob = 0,38)
Test Jarque-Bera de normalité des résidus	Stat = 3,10 (Prob = 0,21)	Stat = 2,39 (Prob = 0,30)

Source : calculs de l'auteur.

Les deux équations produisent des résultats similaires, la première ayant un écart-type estimé à peine supérieur (cf. Tableau 4-17). Les tests sont globalement satisfaisants, excepté une autocorrélation des résidus à l'ordre 5. Le coefficient portant sur la part des titres longs détenus par l'étranger est supérieur pour l'équation (4.27), la somme des coefficients sur le taux court et l'inflation étant plus faible mais n'étant pas statistiquement différente de un. Les simulations dynamiques en fin de période d'estimation (T1 2004 – T3 2005) montrent que la forte demande de titres longs par l'étranger explique bien le bas niveau du taux long (cf. Tableau 4-18), notamment pour l'équation (4.27) : les achats de titres longs par l'étranger auraient fait baisser le taux long de 0,8 point. La simulation dynamique de (4.28) aboutit à un taux long simulé plus bas de 0,36 point par rapport à l'équation (4.13) au 3<sup>ème</sup> trimestre 2005.

Sur 2004-2006 l'erreur moyenne de prévision passe de 86 à -6 points de base pour l'équation (4.27) par rapport à (4.12), et de 61 à 39 points de base pour (4.28) par rapport à (4.13). L'introduction de la part de titres longs détenus par l'étranger permet donc d'expliquer une partie de l'écart en fin de période entre le taux long observé et les simulations<sup>46</sup>, que l'on considère l'équation (4.27) ou l'équation (4.28).

<sup>46</sup> Lorsqu'on prend en compte l'effet de l'écart entre le taux forward à 3 mois dans 3 mois et le taux à 3 mois sur bons du Trésor, l'erreur moyenne de prévision sur 2004-2006 passe de 26 à -19 points de base pour l'équation (4.27) par rapport à (4.12), et de 39 à 23 points de base pour (4.28) par rapport à (4.13).

Tableau 4-18. Simulations – Taux d'intérêt à 10 ans – (%)

Date	Taux à 10 ans	Equation (4.12)	Equation (4.27)	Equation (4.13)	Equation (4.28)
01/2004	4,02	4,52	4,35	4,26	4,15
02/2004	4,60	4,80	4,47	4,39	4,24
03/2004	4,30	4,71	4,18	4,42	4,32
04/2004	4,17	4,80	4,12	4,60	4,53
01/2005	4,30	5,03	4,28	4,77	4,64
02/2005	4,16	5,13	4,27	4,79	4,48
03/2005	4,21	5,38	4,36	4,87	4,51
04/2005	4,49	5,48	4,33	5,20	4,85
01/2006	4,57	5,88	4,65	5,53	5,30
02/2006	5,07	6,08	4,83	5,91	5,78
03/2006	4,90	5,96	4,59	6,10	5,84
04/2006	4,63	5,80	4,25	5,87	5,41

Source : calculs de l'auteur.

## Conclusion

Le taux long américain est inférieur de 0,6 à 0,85 point à son niveau prédit par les simulations sur la période 2004-2006. Une part de cet écart peut s'expliquer par une hausse de la demande de titres longs par l'étranger. Cette hausse de la demande aurait diminué le stock de titres disponibles pour les investisseurs domestiques. La baisse de durée de vie moyenne de la dette, favorisée par l'arrêt des émissions de titres à 30 ans par le Trésor, contribuerait par ailleurs à un report de la demande vers des titres de maturités plus faibles. Ces évolutions auraient poussé le taux long à la baisse.

## Annexe 4.A. Estimations par les doubles moindres carrés en deux étapes

### *Taux des fonds fédéraux*

Equation estimée :

$$(4.1) \quad \Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1}$$

L'équation est estimée par les doubles moindres carrés en deux étapes pour tenir compte d'un possible biais d'endogénéité entre les variables. Les instruments utilisés sont les variables suivantes, dont on prend les retards de une à six périodes (comme dans Levieuge, 2003) : le taux des fonds fédéraux, le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation, le glissement annuel du prix du PIB, le glissement annuel de l'indice des prix de production, le taux de croissance annuelle du PIB, le taux des bons du Trésor à trois mois, le taux des obligations du Trésor à dix ans et le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie. Les instruments comprennent aussi une constante.

*Tableau 4-A-1. Fonction de réaction – Doubles moindres carrés en deux étapes*

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	Indicatrice 'crise des Caisses d'Epargne'	Indicatrice 'chocs 2001-2004'
Equation (4.2) 87:T3 – 01:T2	-0,24 (-21,49)	0,18 (11,91)	0,39 (12,70)	-0,78 (-2,23)	1,73 (21,38)	0,83 (16,32)	1,00 (38,04)	
Equation (4.3) 87:T3 – 05:T3	-0,11 (-6,59)	0,07 (5,82)	0,39 (15,35)	-5,07 (-4,24)	1,72 (5,96)	2,01 (7,92)	1,00 (9,59)	1,00 (5,73)

Source : calculs de l'auteur.

*Tableau 4-A-2. Statistiques et tests*

	Equation (4.2)	Equation (4.3)
$\bar{R}^2$	0,77	0,72
SEE	0,228	0,256
Test de suridentification	J-Stat, = 5,48 (Prob, = 1,00)	J-Stat, = 6,70 (Prob, = 1,00)

Source : calculs de l'auteur.

*Taux à dix ans sur obligations du Trésor*

Les instruments utilisés sont : une constante, le taux des fonds fédéraux, le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation, le glissement annuel du prix du PIB, le glissement annuel de l'indice des prix de production, le taux de croissance annuelle du PIB, le taux des bons du Trésor à trois mois, le taux des obligations du Trésor à dix ans, le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie. On prend les retards  $i$  ( $i=1,\dots,6$ ) de chaque variable, pour constituer la matrice des instruments.

*Tableau 4-A-3. Taux d'intérêt à long terme – Doubles moindres carrés en deux étapes*

		$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
Equation (4.12)	Prix à la consommation	-0,07 (-1,76)	0,42 (1,72)	0,27 (4,47)	3,15 (2,94)	0,48 (2,36)	0,02 (0,35)	0,13 (1,37)
	Prix du PIB	-0,08 (-2,37)	0,08 (1,98)	0,17 (2,47)	-1,68 (-0,62)	0,45 (2,77)	0,97 (1,73)	1,04 (1,96)
Equation (4.13)	Prix à la consommation	-0,44 (-8,77)	1,60 (4,83)	0,32 (5,16)	-10,92 (-5,88)	0,40 (7,10)	0,62 (5,81)	0,16 (6,90)
	Prix du PIB	-0,42 (-7,81)	1,56 (3,57)	0,30 (4,18)	-10,81 (-4,78)	0,45 (8,58)	0,66 (6,01)	0,16 (5,63)

Source : calculs de l'auteur.

*Tableau 4-A-4. Statistiques et tests*

	Equation (4.12)		Equation (4.13)	
	Prix à la consommation	Prix du PIB	Prix à la consommation	Prix du PIB
SEE	0,360	0,351	0,330	0,324
Test $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$	$\chi^2(1) = 4,96$ (Prob, = 0,03)	$\chi^2(1) = 0,74$ (Prob, = 0,39)	$\chi^2(1) = 0,12$ (Prob, = 0,73)	$\chi^2(1) = 1,84$ (Prob, = 0,18)
Test de suridentification	J-Stat, = 43,09 (Prob, = 0,42)	J-Stat, = 42,78 (Prob, = 0,44)	J-Stat, = 39,82 (Prob, = 0,57)	J-Stat, = 41,13 (Prob, = 0,51)

Source : calculs de l'auteur.

## Annexe 4.B. Taux des fonds fédéraux et *output gap*

Nous reportons dans le tableau 4-B-1 les résultats des estimations avec la série d'*output gap* calculée par l'OCDE. Dans l'équation (4.3), nous estimons les variables indicatrices en deux temps comme précédemment. Seules sont estimées les indicatrices qui sont négatives entre le troisième trimestre 2001 et le deuxième trimestre 2004. Sont donc exclues les indicatrices pour le 3<sup>ème</sup> trimestre 2001 et pour le 1<sup>er</sup> et le 2<sup>ème</sup> trimestre 2002 (graphique 4-B-1).

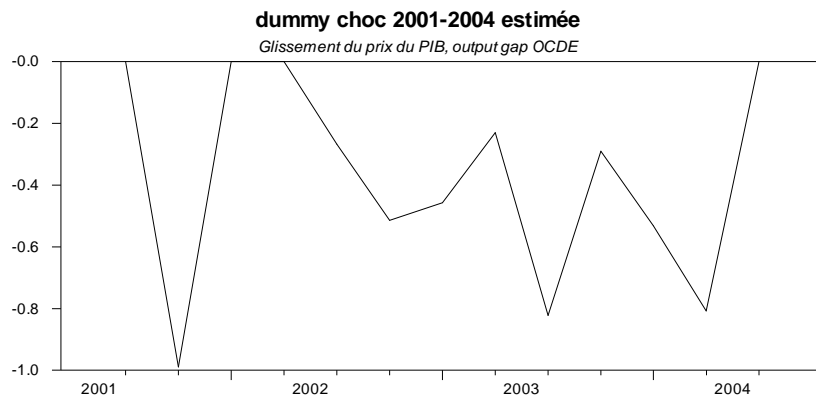
Le coefficient de réaction à l'inflation est faible dans les deux estimations, et inférieur à 1 pour l'équation (4.3), ce qui fait douter de la qualité de l'estimation. On retrouve cependant l'incapacité de l'équation (4.2) à rendre compte du niveau du taux court après les attentats du 11 septembre 2001 (graphique 4-B-2). Par ailleurs, la simulation sur l'ensemble de la période peine à rendre compte de la forte baisse du taux court dès 2001 (graphique 4-B-3).

Tableau 4-B-1. Estimation d'une fonction de réaction avec l'*output gap* calculé par l'OCDE.

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	Indicatrice 'crise des Caisses d'Epargne'	Indicatrice 'chocs 2001- 2004'
Equation (4.2) 87 T3 – 01 T2	-0,19 (-4,80)	0,63 (3,34)	0,64 (8,34)	3,48 (7,60)	1,06 (6,08)	0,36 (2,61)	1,00 (5,14)	
Equation (4.3) 87 T3 – 05 T3	-0,10 (-5,24)	0,61 (2,51)	0,57 (8,97)	3,71 (4,96)	0,89 (3,05)	0,36 (2,11)	1,00 (5,04)	1,00 (6,03)

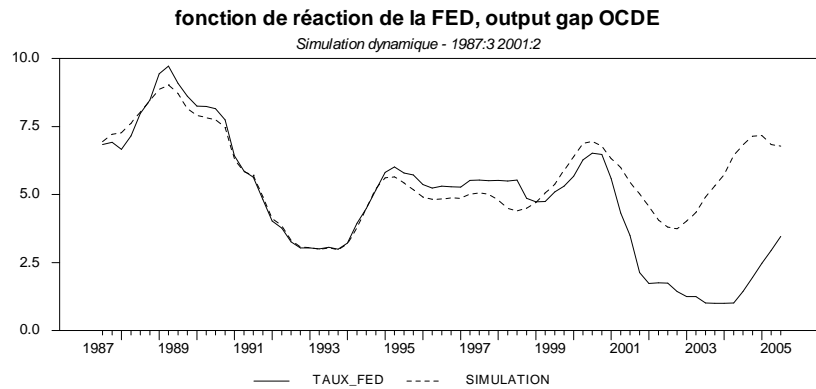
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 4-B-1



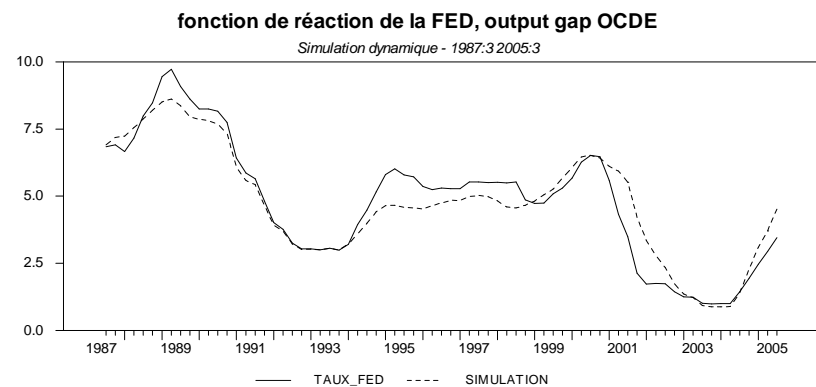
Source : calculs de l'auteur.

Graphique4-B-2



Source : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 4-B-3



Source : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

## Annexe 4.C. MCE et anticipations – Comparaisons

Nous estimons les équations sur la période 1987 T3 – 2005 T3 :

$$(4.29) \quad \Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1} - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1} - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1}$$

$$(4.30) \quad \Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1}$$

*Tableau 4-C-1. Modèles à correction d'erreur et anticipations*

Coefficient	Equation (4.29) 1987 T3 – 2005 T3	Equation (4.30) 1987 T3 – 2005 T3
$\delta_1$	-0,09 (-1,77)	-0,51 (-5,34)
$\delta_2$	0,55 (1,91)	1,92 (3,63)
$\delta_3$	0,09 (0,74)	0,27 (2,60)
$\gamma_1$	-29,70 (-1,42)	-8,83 (-3,65)
$\gamma_2$	-0,07 (-0,24)	0,46 (7,34)
$\gamma_3$	0,95 (1,63)	0,77 (5,18)
$\gamma_4$	0,41 (1,60)	0,13 (4,34)

Source : calculs de l'auteur.

*Tableau 4-C-2. Statistiques*

$\bar{R}^2$	0,95	0,96
SEE	0,350	0,318

Source : calculs de l'auteur.

## Annexe 4.D. Prolongements du point 4.2.1

### *Effet du taux forward à 3 mois*

Nous estimons les équations (4.12) et (4.13) en introduisant le taux forward à trois mois dans trois mois  $f_t^{3m}$  en écart au taux à 3 mois sur bons du Trésor :

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^{3m} - \gamma_3 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - \gamma_4 \cdot \hat{y}_{t-1}) \\ & + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^{3m} + \gamma_3 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + \gamma_4 \cdot \Delta \hat{y}_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} + \delta_4 \cdot \Delta (f_t^{3m} - i_t^{3m}) \end{aligned} \quad (4.31)$$

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) \\ & + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} + \delta_4 \cdot \Delta (f_t^{3m} - i_t^{3m}) \end{aligned} \quad (4.32)$$

Au troisième trimestre 2005, l'écart de prévision vaut 62 points de base pour l'équation (4.31) et 51 pour l'équation (4.32) (cf. Tableau 4.D.2.). Cet écart passe respectivement à 49 et 87 points de base fin 2006. L'écart de prévision moyen s'élève respectivement à 46 et 54 points de base sur la période 2005-2006.

*Tableau 4.D.1. Estimations avec écart taux forward / taux 3 mois*

Coefficient	Equation (4.31)	Equation (4.32)
$\delta_1$	-0,07 (-1,77)	-0,31 (-3,75)
$\delta_2$	0,32 (2,69)	1,36 (3,22)
$\delta_3$	0,10 (1,19)	0,20 (2,33)
$\delta_4$	1,10 (7,61)	0,90 (6,11)
$\gamma_1$	1,29 (0,81)	-7,83 (-2,75)
$\gamma_2$	0,85 (3,41)	0,54 (6,92)
$\gamma_3$	0,29 (1,78)	0,69 (3,64)
$\gamma_4$	0,02 (0,32)	0,12 (3,30)

Source : calculs de l'auteur.

Tableau 4.D.2. Simulation dynamique – (%)

Date	Taux à 10 ans	Equation (4.31)	Equation (4.32)
01/2004	4,02	3,80	4,02
02/2004	4,60	4,26	4,45
03/2004	4,30	4,18	4,49
04/2004	4,17	4,31	4,49
01/2005	4,30	4,58	4,65
02/2005	4,16	4,59	4,61
03/2005	4,21	4,83	4,72
04/2005	4,49	5,21	5,11
01/2006	4,57	5,06	5,03
02/2006	5,07	5,34	5,46
03/2006	4,90	5,25	5,62
04/2006	4,63	5,12	5,50

Note : Les simulations dynamiques des équations (4.31) et (4.32) sont calculées à partir des estimations présentées dans le Tableau.D.1. Source : calculs de l'auteur.

*Prolongement des estimations jusqu'en 2006-T4*

$$(4.33) \quad \Delta I_t = -0,11 \left[ I_{t-1} + 1,36 - 0,43 \cdot i_{t-1}^{3m} - 1,36 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - 0,69 \cdot \hat{y}_{t-1} \right] + 0,12 \left[ 0,43 \cdot \Delta i_t^{3m} + 1,36 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + 0,69 \cdot \Delta \hat{y}_t \right] + 0,17 \cdot \Delta I_{t-1}$$

-2,77      -0,60      2,12      2,22      2,00  
2,27      1,69

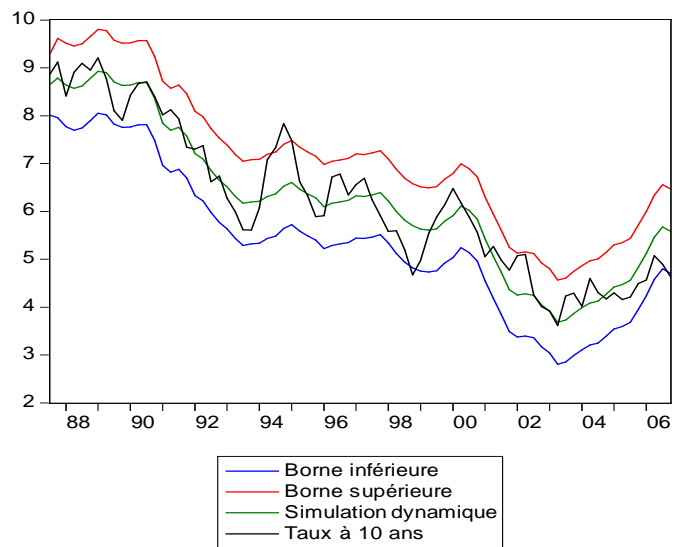
$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad SEE = 0,336 \quad DW = 2,04$$

$$(4.34) \quad \Delta I_t = -0,42 \left[ I_{t-1} + 10,05 - 0,51 \cdot i_{t-1}^a - 0,64 \cdot \pi_{t-1}^a - 0,15 \cdot TUC_{t-1} \right] + 1,36 \left[ 0,51 \cdot \Delta i_t^a + 0,64 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,15 \cdot \Delta TUC_t \right] + 0,24 \cdot \Delta I_{t-1}$$

4,57      -2,98      6,15      3,48      3,43  
2,87      2,21

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad SEE = 0,328 \quad DW = 1,76$$

Graphique 4.D.3. Simulation dynamique de (4.34)



Source : calculs de l'auteur.

Le taux long simulé sort de l'intervalle de confiance à 95% en 2006-T4.

## Annexe 4.E. Effet du montant en valeur des émissions de titres longs

Nous avons introduit  $\Delta B$  en valeur dans les équations (4.27) et (4.28). On obtient un effet non significatif dans les deux cas. Les résultats sont les suivants :

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,38 \left[ I_{t-1} - 5,02 - 0,34 \cdot i_{t-1}^{3m} - 0,49 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - 0,21 \cdot \hat{y}_{t-1} + 0,09 \cdot \frac{B_{t-1}^F}{W_{t-1}} - 0,00 \Delta B_{t-1} \right] \\ & + 0,38 \left[ 0,34 \cdot \Delta i_t^{3m} + 0,49 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + 0,21 \cdot \Delta \hat{y}_t - 0,09 \cdot \Delta \left( \frac{B_t^F}{W_t} \right) + 0,00 \Delta (\Delta B_t) \right] + 0,28 \cdot \Delta I_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,57 \left[ I_{t-1} + 5,17 - 0,41 \cdot i_{t-1}^a - 0,64 \cdot \pi_{t-1}^a - 0,10 \cdot TUC_{t-1} + 0,03 \cdot \frac{B_{t-1}^F}{W_{t-1}} + 0,00 \Delta B_{t-1} \right] \\ & + 2,66 \left[ 0,41 \cdot \Delta i_t^a + 0,64 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,10 \cdot \Delta TUC_t - 0,03 \cdot \Delta \left( \frac{B_t^F}{W_t} \right) - 0,00 \Delta (\Delta B_t) \right] + 0,27 \cdot \Delta I_{t-1} \end{aligned}$$

## Annexe 4.F. Description des données

Taux d'intérêt à 10 ans : *Perspectives Economiques de l'OCDE*, n°78.

Indice des prix : Déflateurs du PIB, *source* : *Perspectives Economiques de l'OCDE*, n°78. L'inflation anticipée est calculée comme un lissage exponentiel du glissement annuel du prix du PIB :  $\pi_t^a = 0,7\pi_{t-1}^a + 0,3\pi_t$ .

Prix du pétrole : Rapport du sous-indice du prix des produits pétroliers américains et de l'indice des prix de production américain. *Source* : Global Insight, BLS, Producer Price Indexes.

Taux d'investissement : Investissement en volume / PIB en volume. *Source* : *Perspectives Economiques de l'OCDE*, n°78.

Poids dans le PIB mondial : Ils sont calculés à partir des PIB évalués à la parité de pouvoirs d'achat en 1995. *Source* : base de données CHELEM. Remarques :

- L'Allemagne est réunifiée en janvier 1991 pour le calcul des poids.
- Le Danemark entre dans l'échantillon en 1994. Nous n'avons pas trouvé de mesure fiable de la masse monétaire avant cette date.

Solde public en % du PIB : *Source* : *Perspectives Economiques de l'OCDE*, n°78.

Taux de croissance de la masse monétaire au sens de M3 : Les sources sont multiples, et les taux de croissance parfois reconstitués à partir de séries se chevauchant, le problème principal étant le passage à l'euro et les changements de concepts de mesure. *Sources* : Datastream, Global Insight, *Perspectives Economiques de l'OCDE*, n°78, *International Financial Statistics*.

Indices boursiers. *Sources* : Intline ; Datastream (pour l'Espagne, la Finlande et la Suède).

Pour le groupe restreint de neuf pays, la masse monétaire est M1, comme dans Barro et Sala-i-Martin (1991). *Sources* : DRI INTL, Global Insight, Datastream. Pour les indices boursiers, les sources sont : Global Insight, *Principaux Indicateurs Economiques* de l'OCDE, *International Financial Statistics*, Intline.



## Chapitre cinquième

Politiques économiques cohérentes, taux d'intérêt et  
taux de change d'équilibre



## Introduction<sup>1</sup>

Ce chapitre a pour but d'analyser les relations entre le taux de change réel d'équilibre, les taux longs et la politique monétaire. Selon les tenants de la théorie du taux d'intérêt mondial, l'intégration des marchés financiers internationaux implique que les taux d'intérêt nationaux sont principalement déterminés par des facteurs mondiaux (Blanchard et Summers (1984) ; Barro et Sala-i-Martin (1991) ; Gregory et Watt (1995) ; Blankenau *et al.* (2001)). A long terme, le niveau des taux d'intérêt réels serait dès lors indépendant de la politique économique mise en œuvre au niveau national, et dépendrait notamment des politiques budgétaires à l'échelle mondiale. Les écarts de taux d'intérêt nominaux seraient compensés par les mouvements du taux de change nominal (Dornbusch (1976)).

Parallèlement, les théories du taux de change d'équilibre (FEER, BEER et NATREX) ne prennent pas en compte la politique économique. Le niveau d'équilibre du taux de change réel (TCR par la suite) est supposé indépendant de celle-ci. Ainsi dans le cadre du FEER, la réalisation de l'équilibre interne à moyen terme relève des politiques économiques, et il est supposé indépendant du taux de change réel.

L'indépendance du TCR et du taux d'intérêt d'équilibre vis-à-vis de la politique économique reposent sur un socle d'hypothèses discutables. Il est généralement supposé que les agents sont neutres au risque lorsqu'ils arbitrent sur les marchés financiers internationaux. Cependant, cette hypothèse ne paraît pas compatible avec le constat d'une préférence pour les actifs financiers libellés en monnaie nationale (le « home bias »). Plusieurs études montrent ainsi que la convergence des taux d'intérêt à l'échelle mondiale n'est pas vérifiée<sup>2</sup>. Dès lors qu'un certain degré d'indépendance du marché financier domestique persiste vis-à-vis des marchés internationaux, peut-on en conclure que la Banque centrale peut influencer le taux d'intérêt d'équilibre ?

Cette indépendance vis-à-vis des marchés internationaux permet à la Banque centrale de choisir un TCR d'équilibre, dès lors qu'il subsiste un arbitrage inflation/chômage à long terme (Bleuze et Sterdyniak (1988) ; Capoen et Villa (1998)). Dans ce cadre, il existe une multitude de TCR d'équilibre selon le couple inflation – chômage choisi par les autorités. Par ailleurs, le TCR d'équilibre dépend de l'équilibre sur le marché des biens *via* la balance commerciale, qui elle-même dépend de la politique budgétaire. L'Etat fixe le niveau du déficit et celui de la dette publique. Il interagit avec la Banque centrale pour déterminer l'équilibre sur le marché des biens, donc le TCR et le taux d'intérêt d'équilibre.

Nous développons une maquette dynamique dans laquelle la politique économique (budgétaire et monétaire) est issue d'un programme de minimisation d'une fonction de perte intertemporelle, plutôt que d'une règle de Taylor. Nous utilisons une version modifiée du programme de Söderlind (1999) calculant des politiques économiques cohérentes

---

<sup>1</sup> Ce chapitre est une extension du document de travail « On the contingency of equilibrium exchange rates with time-consistent economic policies », écrit en collaboration avec Antoine Bouveret, présenté au LVI<sup>ème</sup> Congrès annuel de l'AFSE, 20-21 septembre, Paris, et au 24<sup>rd</sup> Symposium on banking and monetary economics (GDR Économie monétaire et financière), 14-15 juin, Rennes.

<sup>2</sup> Voir Cumby et Obstfeld (1982), Mishkin (1984), Kasman et Pigott (1988), Frankel (1991), Blundell-Wignall et Browne (1991), Pigott (1993), Throop (1994).

intertemporellement<sup>3</sup> dans un modèle linéaire à anticipations rationnelles. Le modèle est utilisé pour analyser les liens entre le taux de change réel d'équilibre, le taux long d'équilibre et les objectifs de politiques économiques. Nous montrons que le TCR et le taux long d'équilibre sont contingents aux préférences des autorités.

La première partie dresse un rapide bilan des travaux sur ces problématiques. Nous décrivons le modèle dans la deuxième partie. La troisième partie porte sur l'étude de différentes spécifications pour les politiques économiques et leur impact sur le taux long et le TCR d'équilibre.

## 5.1. Politiques économiques, taux long et TCR d'équilibre

### 5.1.1. Politiques économiques et taux de change réel d'équilibre (TCRE)

#### 5.1.1.1. TCRE<sup>4</sup> et équilibre interne

Les théories du taux de change d'équilibre (Williamson (1985) ; Clark et MacDonald (1998) ; Stein et Allen (1995)) définissent le taux de change réel d'équilibre (TCRE) par le taux de change réel qui permet la réalisation simultanée des équilibres interne et externe. L'équilibre interne (production à son potentiel) est supposé atteint par le biais des politiques économiques, alors que l'équilibre externe dépend du TCRE. Ainsi ces théories font l'hypothèse que le TCRE n'a pas d'effet sur la réalisation de l'équilibre interne. Or dans le cadre d'une boucle prix-salaires en niveau (WS-PS), le niveau du TCRE, en affectant les revendications des salariés, a un impact sur l'équilibre interne (Joly *et al.* (1996) ; Bouveret et Sterdyniak (2005)).

Supposons que les prix à la consommation  $p$  sont fixés en fonction des salaires  $w$  et de la production  $y$  selon :  $p_t = w_t + \alpha y_t$ , tandis que les salaires dépendent des prix à la consommation selon :  $w_t = l_t + n(p_t^* + s_t) + (1-n)p_t + \beta y_t$ . Le taux de change réel (noté  $q$ ) est alors fixé par la dynamique interne des prix et des salaires et vaut<sup>5</sup> :

$$(5.1) \quad q_t = s_t - p_t + p_t^* = -(l_t + (\alpha + \beta) y_t) / n$$

$s$  est le taux de change nominal,  $p^*$  l'indice des prix étranger et  $l$  correspond aux exigences des travailleurs. Le TCR est une fonction décroissante du niveau d'activité et des exigences des travailleurs.

La balance commerciale de moyen terme est définie par :

$$(5.2) \quad \overline{bc} = n\overline{y}^* - n\overline{y} + n\delta\overline{q}$$

<sup>3</sup> Il n'y a pas d'incohérence intertemporelle des plans optimaux au sens de Kydland et Prescott (1977). Voir aussi Oudiz et Sachs (1984).

<sup>4</sup> Voir Bouveret et Sterdyniak (2005) pour une revue critique de la littérature sur le concept de taux de change d'équilibre.

<sup>5</sup> Toutes les variables, excepté les taux d'intérêt, sont en logarithme. \* indique les variables pour l'étranger.

La confrontation de (5.1) avec la contrainte d'équilibre de la balance commerciale (5.2) détermine les niveaux d'équilibre du taux de change réel et de la production. A partir de (5.1) on obtient :

$$\bar{y} = -(n\bar{q} + l) / (\alpha + \beta)$$

Ainsi l'équilibre interne dépend du niveau du taux de change réel : une appréciation du TCR augmente le niveau de production de long terme. L'équilibre interne n'est plus déterminé par la politique économique, mais par la confrontation de l'équilibre des marchés des biens et du travail et la contrainte extérieure. Il dépend donc du TCRE.

### 5.1.1.2. TCRE et équilibre externe

Le stock d'actifs extérieurs net vaut (en % du PIB) :

$$f_t = (1 + i_{t-1}^* - \pi_t + (s_t - s_{t-1})) \cdot f_{t-1} + n\delta q_t + n(y_t^* - y_t)$$

$f$  est le stock d'actifs extérieurs nets (NFA),  $\pi$  le taux d'inflation et  $i^*$  est le taux d'intérêt étranger sur la dette externe. L'évolution de NFA dépend de la balance commerciale et du stock passé de dette externe, effets de valorisation compris. Le taux de change réel doit stabiliser la dette externe à long terme au niveau désiré par les agents. Deux mécanismes permettent cette stabilisation au niveau macroéconomique (voir Bleuze et Sterdyniak (1988)).

Dans le modèle patrimonial (Dornbusch et Fischer (1980)), NFA fait partie de la richesse des agents, et celle-ci influence la demande par l'intermédiaire d'un effet de richesse. Si le pays dégage un excédent commercial, NFA augmente, ce qui accroît la consommation interne, les importations, et réduit progressivement le solde extérieur jusqu'à ce que la balance courante soit équilibrée.

Dans le modèle de portefeuille (Branson (1979)), les agents ont de l'aversion pour le risque. En raison du risque de change, ils ne désirent détenir qu'une part de leur richesse en actifs étrangers. Cette part dépend du différentiel anticipé de rentabilité entre les actifs domestiques et étrangers. Si le pays dégage un excédent commercial, l'écart entre le taux d'intérêt sur les actifs nationaux et celui sur les actifs étrangers doit s'accroître pour amener les agents à détenir les actifs étrangers supplémentaires. Le taux d'intérêt domestique baisse, ce qui augmente la consommation et réduit progressivement le solde extérieur jusqu'à ce que la balance courante soit équilibrée.

Le TCRE est affecté par la dynamique du stock d'actifs extérieurs nets. Prenant en compte la dynamique de la dette externe, Artis et Taylor (1993) proposent le concept de taux de change d'équilibre désiré (DEER). Le DEER améliore le concept de taux de change d'équilibre fondamental (FEER – Williamson (1985)) en intégrant dans l'analyse le niveau d'emploi et le compte courant désirés. Bayoumi *et al.* (1994) analysent la trajectoire du DEER lorsque le stock d'actifs extérieurs nets n'est pas égal à son niveau désiré. Supposons que le pays est initialement endetté de  $b_0^F$ , et qu'il vise à rembourser sa dette tout en maintenant son niveau de production ; si  $\tilde{r}$  est l'écart entre le taux d'intérêt réel sur la dette et le taux de croissance, la dynamique de la dette vaut :

$$b_t^F = (1 + \tilde{r}) b_{t-1}^F - n\delta q_t$$

A long terme, le taux de change réel qui stabilise la balance courante est nul ( $q=0$ ). La trajectoire du taux de change réel doit vérifier :

$$\frac{b_0^F}{n\delta} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{q_t}{(1+\tilde{r})^t}$$

Le concept de DEER introduit donc une contrainte sur la trajectoire du taux de change vers son niveau d'équilibre. Les autorités peuvent choisir la trajectoire sous cette contrainte. Dans ce cadre, le TCRE dépend fortement des objectifs des autorités, et son niveau dépend de sa trajectoire.

### 5.1.1.3. TCRE et politiques économiques

Les théories du taux de change d'équilibre font l'hypothèse que l'équilibre interne est atteint par une certaine politique économique, mais ne formalisent pas cette politique économique. Bouveret et Sterdyniak (2005) montrent que la spécification de la politique monétaire a un impact sur le TCRE. Dans le cas des modèles NPO (WS-PS (N) et modèle de portefeuille (PO)) cette dernière est déterminante : si l'on opte pour la représentation LM, suite à un choc de demande, le taux d'intérêt réel va augmenter pour stabiliser les prix, ce qui réduit la production et nécessite une appréciation du change à long terme pour équilibrer la balance commerciale et stabiliser l'endettement extérieur net. Si l'on opte pour une règle de Taylor, le taux d'inflation augmente de façon permanente et la production est stimulée par cette hausse puisque le retard entre prix et coût est permanent. Le niveau de production augmente à long terme et le TCR doit se déprécier pour assurer l'équilibre. Dans les deux cas, le niveau du TCRE dépend de la politique monétaire.

Supposons maintenant que l'inflation soit déterminée par<sup>6</sup> :

$$(5.3) \quad \pi_t = \lambda \left( n(s_t + p_t^*) + (1-n)p_t + \mu y_t + \nu(i - \pi)_t - p_{t-1} \right)$$

$i$  est le taux court nominal. On introduit un effet du taux d'intérêt réel sur l'inflation<sup>7</sup>. La demande dépend négativement du taux d'intérêt réel et positivement de la balance commerciale :

$$y_t = d - \sigma(i - \pi)_t + n\delta q_t + n(y_t^* - y_t)$$

$d$  désigne un choc de demande. En supposant que la parité des pouvoirs d'achat dans sa version relative est vérifiée à long terme<sup>8</sup>, la contrainte de stabilité des actifs extérieurs nets implique :

$$n(y^* - y) + n\delta q + (i^* - \pi^*) \cdot f = 0$$

Dans le cas où  $(i^* - \pi^*) \cdot f > 0$ , le pays peut avoir un déficit commercial, puisque les actifs financiers détenus sur l'étranger sont bien rémunérés. Dans le cas contraire, le pays doit dégager un excédent. Par ailleurs, le pays peut d'autant plus s'endetter qu'il a un taux de

<sup>6</sup> On introduit le taux d'intérêt réel dans l'équation de prix précédente  $p_t = w_t + \alpha y_t + \nu(i - \pi)_t$ . En supposant que les entreprises ajustent lentement les prix aux prix désirés on obtient l'équation (5.3).

<sup>7</sup> Cela peut être interprété comme étant l'effet des coûts financiers subis par les firmes sur leur prix désiré. Cela implique un effet à long terme des taux d'intérêt sur la production et l'emploi ; voir Chagny *et al.* (2002). Voir aussi Carruth *et al.* (1998), Nickell (1998), Blanchard et Wolfers (2000) et Fitoussi *et al.* (2000) pour des résultats empiriques de l'effet du taux d'intérêt sur l'emploi.

<sup>8</sup> La dépréciation du taux de change est égale au différentiel d'inflation :  $\Delta s_t^a = \pi_t - \pi_t^*$ .

croissance de son PIB élevé par rapport au taux d'intérêt auquel il peut emprunter sur le marché international des capitaux<sup>9</sup>.

Le taux de change réel de long terme vaut :

$$\bar{q} = -\frac{(1+n)(1-\lambda+\lambda\nu)-\sigma\lambda\mu}{n[\delta(1-\lambda+\lambda\nu)-\lambda\sigma(1+\delta\mu)]}[(\bar{i}^*-\bar{\pi}^*)\bar{f}] + \frac{(1-\lambda+\lambda\nu)d-(1-\lambda)\sigma\bar{i}-(1-\lambda(1-\nu+\sigma\mu))\bar{y}^*}{\delta(1-\lambda+\lambda\nu)-\lambda\sigma(1+\delta\mu)}$$

Le TCR dépend de l'écart entre le choc de demande et la valeur de long terme du taux d'intérêt. Dans le cadre d'une équation LM (modèle M) l'équilibre sur le marché de la monnaie implique :

$$i = \frac{\varepsilon y + p - m}{\beta_{LM}}$$

$m$  est le stock de monnaie. On obtient :

$$\bar{q} = -\frac{(1+n)A-\sigma\left[\lambda\mu+\frac{\varepsilon}{\beta_{LM}}(\lambda\nu-A)\right]}{n\left[\delta A-\sigma\delta\left(\lambda\mu+\frac{\varepsilon}{\beta_{LM}}(\lambda\nu-A)\right)-\sigma\lambda\right]}(\bar{i}^*-\bar{\pi}^*)(\bar{f}+\bar{y}^*) + \frac{A(d+n\bar{y}^*)+\frac{\sigma(\lambda\nu-A)}{\beta_{LM}}(\bar{p}-\bar{m})}{\delta A-\sigma\delta\left(\lambda\mu+\frac{\varepsilon}{\beta_{LM}}(\lambda\nu-A)\right)-\sigma\lambda}$$

Avec  $A=1-\lambda+\lambda\nu$

Suite au choc de demande le taux d'intérêt augmente pour stabiliser les prix, ce qui entraîne une hausse du taux d'intérêt réel et une baisse de la production, permettant une appréciation du TCR à long terme (modèle MNPO).

Avec une règle de Taylor, à l'inverse, les autorités peuvent arbitrer entre les écarts d'inflation et ceux de production.

On a (en écart aux objectifs):

$$i_t = (1+\lambda_{BC})\pi_t + \gamma_{BC}\cdot y_t, \text{ avec } \lambda_{BC} > 0; \gamma_{BC} > 0$$

on obtient donc :

$$\bar{q} = \frac{[\sigma\lambda(\gamma_{BC}\nu+\mu)-\tilde{A}(1+n-\sigma\gamma_{BC})](\bar{i}^*-\bar{\pi}^*)(\bar{f}+n\bar{y}^*)+n\tilde{A}(d+n\bar{y}^*)}{n[\delta\tilde{A}(1+n-\sigma\gamma_{BC})-\delta\sigma\lambda(\gamma_{BC}\nu+\mu)-\sigma n(\delta\tilde{A}-\lambda_{BC}\lambda)]}$$

Avec  $\tilde{A}=1-\lambda(1+\nu\lambda_{BC})$

La hausse du taux d'intérêt est plus faible, permettant une augmentation de la production et une dépréciation du TCR pour équilibrer la balance commerciale. Le niveau du TCRE est donc directement influencé par la spécification de la politique monétaire.

<sup>9</sup> Dans un modèle de croissance, il faut comparer le taux d'intérêt réel auquel le pays peut placer (ou s'endetter) avec son taux de croissance.

Un autre défaut des théories du taux de change tient au fait qu'elles ne prennent pas en compte l'histoire. Supposons qu'un pays expérimente une longue période de surévaluation de son taux de change, un taux de croissance faible, une hausse de sa dette publique, et une baisse de son stock de capital, qui affaiblissent l'employabilité de sa main d'œuvre et son secteur exportateur, et qui augmentent les parts de marché des firmes étrangères. Il serait erroné de penser que ce pays atteindra le même équilibre à long terme s'il ne subit pas ces événements. Avec des effets d'hystérèse (Krugman et Baldwin (1987) ; Bouveret et Sterdyniak (2005)), des chocs temporaires peuvent avoir des effets durables<sup>10</sup>.

Le TCRE peut donc être contingent aux politiques économiques. Cependant, les taux d'intérêt de court terme sont fixés par les Banques centrales, tandis que ce sont les taux longs qui importent pour les choix de consommation et d'investissement des agents. En économie ouverte, l'étude des liens entre marchés obligataires est cruciale pour comprendre les liens entre l'équilibre interne et l'équilibre externe.

### 5.1.2. Les taux longs en économie ouverte

Dans les modèles simples, le taux de change est généralement déduit de la parité des taux d'intérêt ouverte (PTIO) appliquée aux taux de court terme. Qu'en est-il lorsque l'on prend en compte les taux d'intérêt de long terme ? Il nous faut préciser comment sont déterminés les taux courts, les taux longs, et comment ils interagissent avec les taux de change.

#### *Politique monétaire, PTIO, taux longs et TCRE*

Le taux de court terme est choisi par la Banque centrale en fonction de ses objectifs de politique économique : la stabilisation de l'inflation et de la production. On suppose vérifiée la PTIO :

$$(5.4) \quad i_t = i_t^* + \Delta s_t^a$$

Supposons aussi que la Banque centrale suit une règle de Taylor où le taux court dépend positivement de l'inflation et de la production :  $i_t = \pi_t + \lambda_{BC} \cdot (\pi_t - \pi^{obj}) + \gamma_{BC} \cdot y_t$ .  $\pi^{obj}$  est l'objectif d'inflation de la Banque centrale.  $i_t^* = \pi_t^* + \lambda_{BC}^* (\pi_t^* - \pi^{obj*}) + \gamma_{BC}^* \cdot y_t^*$  est le taux d'intérêt de court terme étranger et  $\Delta s_t^a = s_{t+1}^a - s_t$  est la variation anticipée du taux de change. Sous l'hypothèse de PTIO et d'anticipations parfaites la variation du taux de change est égale à l'écart entre les taux courts domestique et étranger. Elle dépend des objectifs respectifs des Banques centrales domestique et étrangère :

$$\Delta s_t^a = i_t - i_t^* = (\pi_t - \pi_t^*) + (\lambda_{BC} \pi_t - \lambda_{BC}^* \pi_t^*) + (\lambda_{BC} \pi^{obj} - \lambda_{BC}^* \pi^{obj*}) + (\gamma_{BC} \cdot y_t - \gamma_{BC}^* \cdot y_t^*)$$

Soit  $I_t$  le taux d'intérêt nominal sur un bon sans coupon arrivant à échéance dans  $N$  périodes. Selon la théorie des anticipations de la structure par terme, quand les agents sont neutres face au risque le taux long est une moyenne pondérée des taux courts futurs anticipés<sup>11</sup> :

<sup>10</sup> Voir Gocke (2002) pour une discussion sur l'hystérèse en sciences économiques. Ce point n'est pas développé par la suite.

<sup>11</sup> Voir par exemple Shiller (1979), Campbell et Shiller (1991).

$$(5.5) \quad I_t = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} i_{t+j}^a = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} \left[ \pi_{t+j}^a + \lambda_{BC} \cdot (\pi_{t+j}^a - \pi^{obj}) + \gamma_{BC} \cdot y_{t+j}^a \right]$$

Le taux long nominal dépend donc de la réaction de la Banque centrale à l'inflation et à la production anticipées. En injectant (5.4) dans (5.5), on obtient :

$$I_t = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} (i_{t+j}^{*a} + \Delta s_{t+j}^a) = I_t^* + \frac{1}{N} (s_{t+N-1}^a - s_t)$$

Le taux long domestique est égal au taux long étranger plus une anticipation moyenne de variation du taux de change entre  $t$  et  $t+N-1$ . Dans ce modèle, il est équivalent d'arbitrer entre des titres de court terme ou des titres de long terme domestiques et étrangers (Beenstock et Longbottom (1981)).

Supposons que le taux long soit un taux à dix ans. Supposons aussi que les agents anticipent que la convergence des économies vers un équilibre de long terme est achevée au bout de dix ans.  $s_{t+N-1}^a$  correspond au taux de change nominal d'équilibre  $\bar{s}$ . La PTIO de long terme s'écrit :

$$(5.6) \quad s_t = \bar{s} - N \cdot (I_t - I_t^*)$$

Les taux longs nominaux dépendant des objectifs respectifs des Banques centrales,  $\bar{s} - s_t$ , dépend aussi de la politique économique.

Le taux de change réel à long terme vaut  $\bar{q} = \bar{s} + p_{t+N-1}^{*a} - p_{t+N-1}^a$ . Décomposons le taux long nominal en un taux long réel anticipé  $R$  et une anticipation d'inflation moyenne entre  $t$  et  $t+N-1$ . Il s'ensuit :

$$\bar{q} = s_t + p_{t+N-1}^{*a} - p_{t+N-1}^a + N \cdot \left( R_t + \frac{p_{t+N-1}^a - p_t}{N} - \left[ R_t^* + \frac{p_{t+N-1}^{*a} - p_t^*}{N} \right] \right)$$

d'où

$$(5.7) \quad \bar{q} - q_t = N \cdot (R_t - R_t^*)$$

A l'équilibre de portefeuille, l'écart entre le TCRE et le taux de change réel courant est égal à l'écart entre les taux d'intérêt réels de long terme. Ainsi, un pays qui pratique une politique monétaire expansionniste a un taux d'intérêt bas, un change faible, mais qui est anticipé devoir s'apprécier et une certaine inflation. Dans ce cas, la PTIO correspond à un taux d'intérêt réel plus bas. A long terme, le taux de change est à son niveau d'équilibre et le taux d'intérêt réel domestique est égal au taux étranger.

#### *Aversion au risque, taux longs et TCR d'équilibre*

La PTIO de long terme est-elle vérifiée ? Nous avons supposé que la substitution entre actifs financiers domestiques et étrangers était parfaite. Cette hypothèse est difficilement soutenable empiriquement.

La parfaite substituabilité entre actifs sur les marchés financiers internationaux implique que la parité des taux d'intérêt ouverte (PTIO) soit vérifiée. Or, si la parité des taux d'intérêt

couverte<sup>12</sup> (PTIC) est généralement valide (Taylor (1987) ; Frankel (1991)), les résultats sont moins clairs en ce qui concerne la PTIO<sup>13</sup> (Boothe (1991) ; Benaim (1999) ; Berk et Knot (2001) ; Ito (2002) ; Carriero (2006) ; Bekaert *et al.* (2007) ; Rossi (2007)). Par exemple, Chinn et Meredith (2004) soutiennent que la PTIO est vérifiée lorsqu'on considère un horizon de long terme, tandis que Rossi (2007) rejette la PTIO de long terme.

L'équation (5.6) lie l'écart de taux longs à l'écart entre le taux de change nominal courant et le taux de change nominal d'équilibre anticipé. Or on peut se demander si les marchés sont capables de faire des anticipations cohérentes du taux de change nominal d'équilibre : les écarts de taux d'intérêt paraissent trop faibles par rapport aux fluctuations du change<sup>14</sup>.

Les tests empiriques conduisent à rejeter l'hypothèse de parfaite substituabilité entre actifs domestiques et étrangers de court terme (Danker *et al.* (1987) ; Benassy *et al.* (1992)). Les observations de la composition des portefeuilles internationaux montrent que les agents ont une préférence marquée pour les actifs domestiques, appelée « home bias » (Tesar et Werner (1994) ; Lewis (1998)). Cela peut s'expliquer par l'existence d'aversion des agents pour le risque (Branson et Henderson (1985) ; Bleuze et Sterdyniak (1988)).

Considérons que les actifs financiers domestiques et étrangers sont imparfaitement substituables. L'équation (5.4) s'écrit maintenant :

$$i_t = i_t^* + \Delta s_t^a - \frac{f_t}{k}$$

$f_t$  est le stock d'actifs extérieurs net. Plus  $k$  est élevé, plus l'aversion au risque est faible. On en déduit :

$$(5.8) \quad I_t = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} (i_{t+j}^* + \Delta s_{t+j}^a) = I_t^* + \frac{1}{N} \left( s_{t+N-1}^a - s_t - \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{N-1} f_{t+j}^a \right)$$

L'équation (5.7) devient

$$(5.9) \quad \bar{q} - q_t = N \cdot (R_t - R_t^*) + \frac{1}{N \cdot k} \sum_{j=0}^{N-1} f_{t+j}^a$$

L'écart entre le taux de change réel courant et le taux de change réel d'équilibre dépend des écarts de taux longs réels, et de la dynamique anticipée pour la richesse extérieure nette.

D'après (5.9) le taux long d'un pays peut s'écarter durablement des taux longs étrangers en fonction des anticipations de variation future du taux de change, mais aussi en fonction d'une prime de risque si la substituabilité des actifs financiers est imparfaite au niveau international.

<sup>12</sup> Tester la PTIC revient à estimer  $\left( \frac{f_j - s}{s} \right) = i_j - i_j^* + \alpha_1$ , puis à tester  $\alpha_1 = 0$ .  $i$  est le taux d'intérêt domestique

d'un titre à maturité dans  $j$  périodes,  $i^*$  est le taux d'intérêt étranger,  $f_j$  est le taux de change à terme courant pour l'horizon  $j$  et  $s$  est le taux de change courant coté à l'incertain.

<sup>13</sup> Tester la PTIO pose un ensemble de problèmes liés à la présence de bulles spéculatives sur les marchés des changes, et à la possibilité d'avoir des phénomènes du type '*peso problem*' (Bourguinat (1997)). Par ailleurs, les taux de change à terme ne permettent pas de prévoir les taux de change futurs (Cumby et Obstfeld (1982) ; Froot et Thaler (1990)).

<sup>14</sup> En décembre 2007, le taux de l'euro est approximativement de 1 dollar = 1,47 euros ; les taux d'intérêt à 10 ans sont de 3,9% aux Etats-Unis et de 4,1% dans la Zone Euro. Le taux de change de long terme (dans 10 ans) serait donc de 1 dollar = 1,44 euros. En décembre 2001, le taux de change de l'euro était de 1 dollar = 0,89 euros. Les taux d'intérêt à 10 ans étaient de 5,5 % aux Etats-Unis, de 4,7% pour la Zone Euro, soit un taux de change de long terme de 1 dollar = 0,96 euros.

Or cette prime de risque peut être très importante du fait de la forte variabilité des taux de change, et de la difficulté (voir de l'impossibilité) à prévoir leur évolution à long terme. Il n'est néanmoins pas établi que les pays endettés ont effectivement des taux plus élevés comparés aux pays ayant accumulé des actifs, compte tenu de l'incertitude sur les anticipations de change<sup>15</sup>.

Il est donc délicat d'affirmer que les taux d'intérêt s'égalisent à long terme, contrairement à un ensemble de travaux<sup>16</sup> selon lesquels les taux d'intérêt réels de long terme sont déterminés sur le marché financier mondial et doivent s'égaliser. Dès lors, la politique monétaire peut influencer les taux longs et le taux de change réel pour atteindre ses objectifs.

## 5.2. Taux long, TCRE et politiques économiques : un modèle

Cette partie étudie les incidences de la spécification de la politique économique sur les taux d'intérêt et le taux de change réel. Nous analysons les effets d'un choc de demande permanent dans une petite économie ouverte.

### 5.2.1. Caractéristiques du modèle :

Pour caractériser l'économie considérée, trois degrés de liberté sont laissés au modélisateur : la boucle prix-salaires, la détermination du change et la spécification de la politique économique. Ces points ont été précédemment étudiés (voir par exemple Bleuze et Sterdyniak (1988) ; Benassy et Sterdyniak (1992) ; Bouveret et Sterdyniak (2005)). La boucle prix-salaires est ici de type Wage Setting-Price Setting (Layard *et al.* (2005)). Ce choix est primordial : les chocs permanents de demande peuvent avoir des effets durables sur la production et le taux de change réel. Ce n'est pas le cas lorsque la boucle prix-salaires est de type Phillips.

La détermination du change se fait à travers la parité des taux d'intérêt non couverte si les investisseurs sont unanimes, infiniment riches et sans aversion pour le risque. A l'inverse le modèle de portefeuille présenté ici prend en compte l'aversion pour le risque puisque les ménages ne souhaitent détenir des titres étrangers que dans la mesure où ces titres rapportent une prime par rapport aux titres domestiques. Après un choc de demande permanent l'économie est stabilisée par le biais d'une hausse du taux d'intérêt domestique et par un effet de richesse induit par l'accumulation de déficits commerciaux liés à l'augmentation du produit.

Nous distinguons le taux court du taux long. Turnovsky (1986) étudie la structure par terme des taux d'intérêt dans une petite économie ouverte. Il ne prend pas en compte la dynamique des stocks d'actifs financiers, ni la contrainte budgétaire de l'Etat, et ne considère que l'hypothèse de parfaite substituabilité des actifs financiers. Sachs et Wyplosz (1984) étudient les effets de la politique budgétaire sur le taux de change en introduisant la structure

---

<sup>15</sup> Fin 2007, Les taux long réels sont de l'ordre de 1% au Japon, de 1,5% au USA, de 2,1% dans la ZE.

<sup>16</sup> Voir notamment Blanchard et Summers (1984) et Barro et Sala-i-Martin (1991).

par terme des taux d'intérêt, mais ne considèrent pas le cas où la Banque centrale suit une règle de fixation du taux d'intérêt. Nous intégrons donc dans le modèle la dynamique des stocks d'actifs financiers, la contrainte budgétaire de l'Etat, l'aversion des agents pour le risque lorsqu'ils arbitrent entre des titres domestiques et étrangers et le contrôle du taux d'intérêt par la Banque centrale.

### 5.2.2. La politique économique :

La spécification de la politique économique joue un rôle central dans les propriétés du modèle. Nous considérons deux autorités : la Banque centrale et le Gouvernement. Les politiques économiques sont conduites suivant la minimisation de fonctions de perte incluant les instruments et cibles des autorités. Chaque autorité a quatre cibles principales : stabiliser la production à son niveau potentiel, stabiliser l'inflation, atteindre l'équilibre externe de façon à stabiliser les fluctuations du taux de change, et satisfaire la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement. Les autorités cherchent aussi à minimiser le coût d'utilisation de leur instrument. La politique budgétaire peut être coûteuse du fait de délais de mise en œuvre ; la politique monétaire affecte la croissance future par son impact sur l'investissement, ce qui rend l'usage du taux d'intérêt coûteux. De plus, de fortes variations du taux court peuvent produire une volatilité indésirable des prix des actifs sur les marchés financiers.

La Banque centrale détermine le taux d'intérêt de court terme et le Gouvernement fixe la dépense publique et l'impôt. Supposons que les autorités suivent une règle préétablie à l'avance (règle de Taylor pour la Banque centrale, règles de stabilisation de la production et de la dette pour le Gouvernement) : les modèles dans lesquels les pouvoirs publics suivent une règle préétablie (modèles « closed loop » chez Oudiz et Sachs (1984)) ne sont en général pas cohérents temporellement. En effet, les autorités peuvent avoir intérêt à modifier leur politique au cours du temps par rapport à la règle prédéfinie. C'est pourquoi nous ne considérons que des politiques cohérentes temporellement : elles découlent de la minimisation de fonctions de perte intertemporelles par les autorités monétaires et budgétaires. Il en résulte une politique temporellement cohérente au sens où dans le futur, les autorités n'ont pas intérêt à changer de politique par rapport à celle précédemment décidée.

Nous caractérisons les décisions des autorités comme la solution d'un programme de minimisation d'une fonction de perte. Une telle façon de procéder suit les travaux de Capoen *et al.* (2003), ceux-ci se concentrant sur les comportements coopératifs et non coopératifs issus d'une maquette à trois pays. Nous nous focalisons sur les effets de la politique économique sur le taux long et le taux de change. Il s'agit en particulier de savoir dans quelle mesure le taux long et le taux de change d'équilibre sont affectés par la spécification de la politique économique. Ici nous ne considérons que le cas où le Gouvernement et la Banque centrale ne coopèrent pas lorsqu'ils choisissent de fixer le niveau de leurs instruments<sup>17</sup>. L'équilibre obtenu entre chacune des autorités est un équilibre de Nash, de même que l'équilibre obtenu entre les deux autorités et le marché.

---

<sup>17</sup> La coopération entre l'Etat et la Banque centrale pourrait être résolue soit par la définition d'une fonction de perte unique, soit par une procédure de type Nash-bargaining. Voir Capoen et Villa (1997) ; Capoen et Villa (1998).

Les fonctions de perte sont les suivantes :

$$\text{Min}_i \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{BC}^t \left( \alpha_{\pi,BC} \cdot \pi_t^2 + \alpha_{y,BC} \cdot y_t^2 + \alpha_{i,BC} \cdot i_t^2 + \alpha_{b,BC} \cdot b_t^2 + \alpha_{g,BC} \cdot g_t^2 + \alpha_{f,BC} \cdot f_t^2 + \alpha_{q,BC} \cdot q_t^2 \right)$$

pour la Banque centrale, et :

$$\text{Min}_{g_t} \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_G^t \left( \alpha_{\pi,G} \cdot \pi_t^2 + \alpha_{y,G} \cdot y_t^2 + \alpha_{i,G} \cdot i_t^2 + \alpha_{b,G} \cdot b_t^2 + \alpha_{g,G} \cdot g_t^2 + \alpha_{f,G} \cdot f_t^2 + \alpha_{q,G} \cdot q_t^2 \right)$$

pour le Gouvernement.

Les poids attribués à chaque objectif sont résumés dans le Tableau 5-1. La Banque centrale veut stabiliser l'inflation et la production tout en évitant de trop bouger son taux d'intérêt. Le Gouvernement cherche à stabiliser la production, et dans une moindre mesure l'inflation, sans trop faire varier la dépense publique. Pour simplifier, les impôts sont fixés de façon à stabiliser la dette publique :  $\tau_t = 0.1b_{t-1}$ .

Tableau 5-1. Poids dans les fonctions de perte

	BC	Gouvernement
Inflation	2	0,5
Production	1	1
Taux court	0,5	0
Dette publique	0	1
Dépense publique	0	0,5
Stock d'actifs extérieurs nets	0	0
TCR	0	0

### 5.2.3. Le modèle

Les équations du modèle sont reportées dans l'**Encadré 5-1**. La production  $y$  dépend positivement de la production retardée, de la dépense publique  $g$ , de la balance commerciale  $bc$ , de la richesse des ménages  $w$  et d'un terme exogène  $d$ <sup>18</sup>. La production dépend négativement des impôts  $\tau$  et du taux long réel  $I - \pi_{LT}^a$ . La balance commerciale dépend de l'écart de production avec le reste du monde et du taux de change réel  $p^* + s - p$ , où  $s$  est le taux de change nominal coté à l'incertain,  $p$  et  $p^*$  sont les indices de prix respectivement national et étranger.

<sup>18</sup>  $d$  peut être interprété comme un choc sur  $\tilde{w}$ , la richesse désirée par les ménages : si la richesse désirée dépend positivement du taux long réel :  $\tilde{w} = a_0 + a_1 \cdot (I - \pi_{LT}^a)$ ,  $a_1 > 0$ , et si les ménages ajustent lentement leur richesse à leur richesse désirée en fonction d'un paramètre  $b_1 > 0$ , alors la partie de consommation des ménages qui dépend de leur richesse s'écrit  $c_w = b_1 (w_{-1} - \tilde{w}_{-1}) = b_1 (w_{-1} - a_0 - a_1 \cdot (I - \pi_{LT}^a)_{-1})$ , et on a  $\sigma = a_1 \cdot b_1$ ,  $\theta = b_1$  et  $d = -a_0 \cdot b_1$ . Un choc positif permanent sur  $d$  correspond à une baisse permanente de la richesse désirée par les ménages.

Le prix s'ajuste lentement à un prix désiré, qui dépend positivement de la production, du taux de change réel et du taux long réel ; il s'agit d'une spécification de la boucle prix-salaires de type WS-PS en niveau.

Le modèle de portefeuille implique que la parité des taux d'intérêt ouverte est augmentée d'une prime de risque qui dépend de la richesse extérieure nette. Le taux long évolue selon la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt :  $\Delta I^a = \frac{1-\gamma_n}{\gamma_n}(I-i)$ .

L'inflation anticipée à long terme  $\pi_{LT}^a$  est une moyenne des taux d'inflation futurs anticipés.

La dette publique  $b$  est la somme cumulée des déficits publics passés. De la même façon, la richesse extérieure nette  $f$  est la somme cumulée des excédents commerciaux passés, et la richesse des ménages est la somme de la dette publique et de la richesse extérieure nette.

Enfin, le Gouvernement et la Banque centrale minimisent leurs fonctions de perte respectives, qui sont fonctions de l'inflation, de la production, du taux court, de la dette publique et de la dépense publique. Le Gouvernement choisit le niveau de la dépense publique, et la Banque centrale fixe le niveau du taux d'intérêt de court terme. Les variables sont exprimées en écart à leur valeur de long terme. Le modèle est écrit sous la forme  $X_{t+1} = AX_t + BU_t$ <sup>19</sup> et résolu pour obtenir des politiques cohérentes temporellement<sup>20</sup>.

L'Etat s'endette en émettant soit des bons à court terme, soit des obligations à long terme. L'Etat finance donc son déficit en émettant des titres courts  $b_{ct}$  et longs  $b_{lt}$  dans des proportions  $\alpha_{ct}$  et  $\alpha_{lt}$ , et  $\alpha_{ct} + \alpha_{lt} = 1$ . La dette est intégralement détenue par les ménages :  $b_t = \alpha_{ct} \cdot b_{ct,t} + \alpha_{lt} \cdot b_{lt,t}$ .

Les ménages sont supposés neutres au risque lorsqu'ils choisissent entre les titres courts et longs domestiques. L'équilibre d'arbitrage du portefeuille d'actifs financiers des ménages implique que le rendement anticipé d'une obligation domestique soit égal au taux court domestique. On suppose aussi cette condition vérifiée sur le marché financier étranger :

$$I_t = \gamma_n I_{t+1} + (1-\gamma_n) i_t \text{ et } I_t^* = \gamma_n I_{t+1}^* + (1-\gamma_n) i_t^*$$

où  $I_t^*$  et  $i_t^*$  sont respectivement le taux long et le taux court sur les bons étrangers à court terme  $b_{ct}^*$  et les obligations étrangères à long terme  $b_{lt}^*$ .

L'arbitrage entre titres domestiques et titres étrangers est représenté par l'équation (5.10) ci-dessous, où  $f_t = b_{ct,t}^* + b_{lt,t}^*$  est le stock d'actifs étrangers détenus dans le portefeuille des ménages, les titres étrangers étant exprimés en monnaie nationale et en % du PIB. Les ménages choisissent de détenir les titres courts et longs étrangers dans des proportions  $\alpha_{ct}^*$  et  $\alpha_{lt}^*$ , avec  $\alpha_{ct}^* + \alpha_{lt}^* = 1$ .

La dynamique du taux de change dépend de l'écart entre les taux courts augmenté d'une prime de risque<sup>21</sup>. On dérive en annexe 5.B l'équation (5.10) à partir d'un modèle de portefeuille à quatre actifs financiers en économie ouverte.

<sup>19</sup> Pour simplifier, le modèle est linéarisé pour des valeurs d'équilibre de départ nulles, ce qui implique que les charges d'intérêt sur la dette publique et la richesse extérieure nette n'apparaissent pas dans les simulations.

<sup>20</sup> Le modèle est simulé sous Matlab 7. L'algorithme de résolution du modèle en anticipations rationnelles avec politiques cohérentes temporellement est décrit en Annexe 5.A. Nous avons adapté l'algorithme de Söderlind (1999) au cas de deux autorités.

<sup>21</sup> Cette spécification est aussi retenue par exemple dans le modèle MARMOTTE (Cadiou *et al.* (2001)).

Les équations d'accumulation de la dette publique et des titres étrangers, ainsi que la richesse financière des ménages s'écrivent :

$$\begin{aligned}
 b_t &= (1 + \alpha_{ct} \cdot i_{t-1} + \alpha_{it} \cdot I_{t-1} - \pi_t) \cdot b_{t-1} + g_{t-1} - \tau_{t-1} \\
 f_t &= (1 + \alpha_{ct}^* \cdot i_{t-1}^* + \alpha_{it}^* \cdot I_{t-1}^* - \pi_t + (s_t - s_{t-1})) \cdot f_{t-1} + bc_{t-1} \\
 w_t &= b_t + f_t
 \end{aligned}$$

La charge de la dette publique dépend d'un taux d'intérêt moyen pondéré en fonction de la structure d'endettement choisie par l'Etat. Les intérêts sur la richesse extérieure nette dépendent d'un taux d'intérêt moyen pondéré en fonction de la structure de placement en titres étrangers choisie par les ménages.

#### 5.2.4. Long terme du modèle

A long terme, la balance commerciale doit être équilibrée afin d'assurer la stabilité de la dette extérieure. Le taux de change réel assure cet équilibre. Si la relance a des effets temporaires sur le niveau de production, le taux de change réel revient à l'équilibre. A l'inverse si la relance a des effets positifs (négatifs) permanents sur le niveau de production, le taux de change réel doit se déprécier (s'apprécier) pour assurer l'équilibre commercial.

Dans le cadre des modèles de portefeuille avec courbe WS-PS, la stabilisation passe par la politique monétaire : la diminution de la richesse extérieure nette provient d'une augmentation du taux d'intérêt national pour inciter les ménages à revendre leurs titres étrangers. Cependant, la hausse du taux d'intérêt a un impact direct sur l'inflation à travers les coûts. Ainsi, l'augmentation du taux d'intérêt s'accompagne d'une hausse permanente de l'inflation qui permet une relance durable de la production. L'équilibre extérieur implique une dépréciation nominale égale à l'inflation afin de stabiliser le taux de change réel. Celui-ci se déprécie à long terme afin d'assurer l'équilibre commercial induit par une hausse permanente de la production qui génère des importations plus importantes.

**Encadré 5-1. Les équations du modèle**

Equilibre sur le marché des biens

$$y_t = c \cdot y_{t-1} + d + g_{t-1} - \bar{w} \cdot \tau_{t-1} - \sigma (I - \pi_{LT}^a)_{t-1} + \theta \cdot w_{t-1} + bc_t \quad c = \sigma = \bar{w} = 0,5; \theta = 0,25;$$

$$bc_t = n(y_t^* - y_t) + n\delta(p_t^* + s_t - p_t) \quad \delta = 2; n = 0,25$$

Boucle prix-salaires

$$\pi_t = \lambda \left[ n(s_t + p_t^*) + (1-n)p_t + \mu \cdot y_t + \nu(I - \pi_{LT}^a)_{t-1} - p_{t-1} \right] \quad \mu=0,4; \nu=0,2; \lambda=0,25$$

Equilibre sur les marchés financiers

$$(5.10) \quad f_t = k(s_{t+1}^a - s_t + i_t^* - i_t) \quad k = 4$$

$$I_{t+1} = \frac{1}{\gamma_n} I_t - \frac{1-\gamma_n}{\gamma_n} i_t \quad \gamma_n = 0,9$$

$$\pi_{LT;t+1}^a = \frac{1}{\gamma_n} \pi_{LT;t}^a - \frac{1-\gamma_n}{\gamma_n} \pi_t$$

Richesse et accumulation des actifs financiers

$$b_t = (1 + i_t - \pi_t) \cdot b_{t-1} + g_{t-1} - \tau_{t-1}$$

$$f_t = (1 + i_{t-1}^* - \pi_t + (s_t - s_{t-1})) \cdot f_{t-1} + bc_{t-1}$$

$$w_t = b_t + f_t$$

Fonction de perte des autorités monétaires

$$\text{Min}_{i_t} \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{BC}^t \left( \alpha_{\pi,BC} \cdot \pi_t^2 + \alpha_{y,BC} \cdot y_t^2 + \alpha_{i,BC} \cdot i_t^2 + \alpha_{b,BC} \cdot b_t^2 + \alpha_{g,BC} \cdot g_t^2 + \alpha_{f,BC} \cdot f_t^2 + \alpha_{q,BC} \cdot q_t^2 \right)$$

$$\beta_{CB} = 0,99$$

Fonction de perte du Gouvernement

$$\text{Min}_{g_t} \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_G^t \left( \alpha_{\pi,G} \cdot \pi_t^2 + \alpha_{y,G} \cdot y_t^2 + \alpha_{i,G} \cdot i_t^2 + \alpha_{b,G} \cdot b_t^2 + \alpha_{g,G} \cdot g_t^2 + \alpha_{f,G} \cdot f_t^2 + \alpha_{q,G} \cdot q_t^2 \right) \quad \beta_G = 0,99$$

## 5.3. Simulations

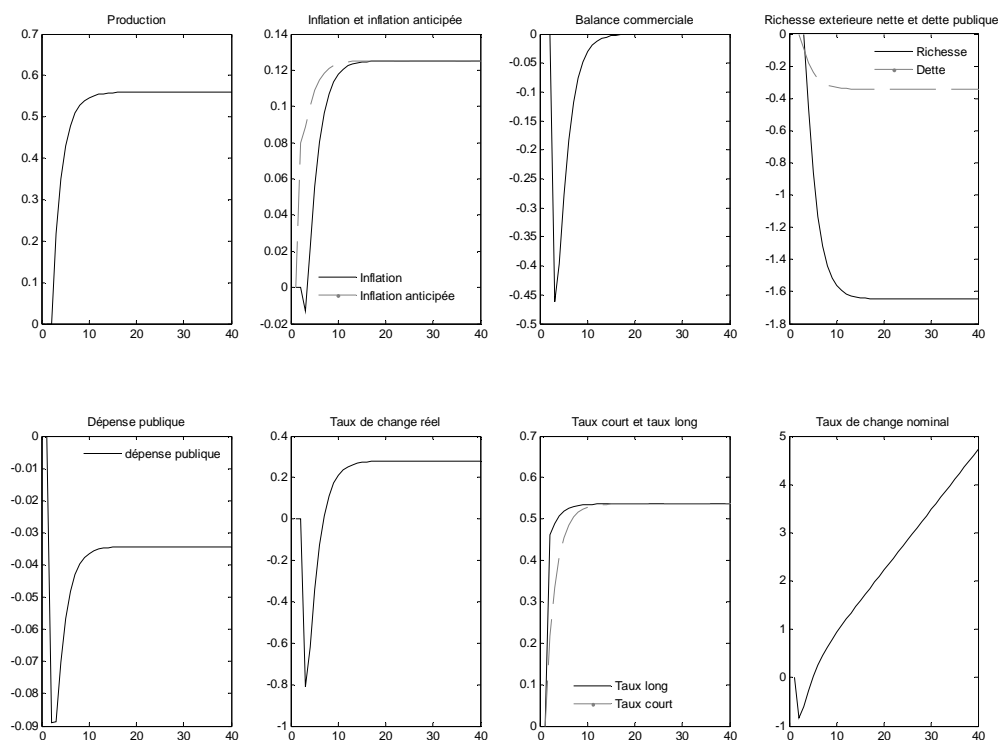
### 5.3.1. Scénario central

Nous simulons une hausse permanente de 1% de la demande privée. Les résultats des simulations sont illustrés sur le Graphique 5-1.

Le choc de demande augmente la production. Le taux de change nominal surajuste à court terme et s'apprécie. La relance de la production engendre un déficit commercial qui se traduit par une baisse de la richesse extérieure nette. Le taux d'intérêt augmente du fait de la hausse de l'inflation et de la production. Le taux de change se déprécie ensuite pour restaurer l'équilibre commercial et stabiliser le taux de change réel. A long terme, le niveau de production est plus élevé car la hausse du taux d'intérêt n'est pas suffisante pour freiner la demande. L'équilibre commercial requiert alors une dépréciation du taux de change réel. La hausse du taux court est anticipée par le marché, et le taux long monte par anticipation plus que le taux court. La hausse de la production permet une baisse de la dépense et de la dette publiques.

Dans ce cadre, une hausse permanente de la demande privée a un effet permanent sur l'activité, le taux long nominal et le taux de change réel ; les résultats sont comparables à ceux de Bouveret et Sterdyniak (2005) qui ne considèrent qu'une règle de Taylor (**Encadré 5-2**). Les valeurs de long terme sont résumées dans le Tableau 5-2.

Graphique 5-1. Choc de demande privée de 1%



Source : calcul des auteurs.

Tableau 5-2. Impacts de long terme

Variable	Valeur
Production	0,56
Inflation	0,13
Richesse extérieure nette	-1,65
Taux court	0,54
Variation du change	0,13
Taux de change réel	0,28
Dette publique	-0,34
Dépenses publiques	-0,03
Taux long	0,54

Source : calcul des auteurs

**Encadré 5-2. Politique cohérente vs règle de Taylor**

Nous comparons les résultats du modèle à une variante dans laquelle les autorités monétaires suivent une règle de Taylor du type :

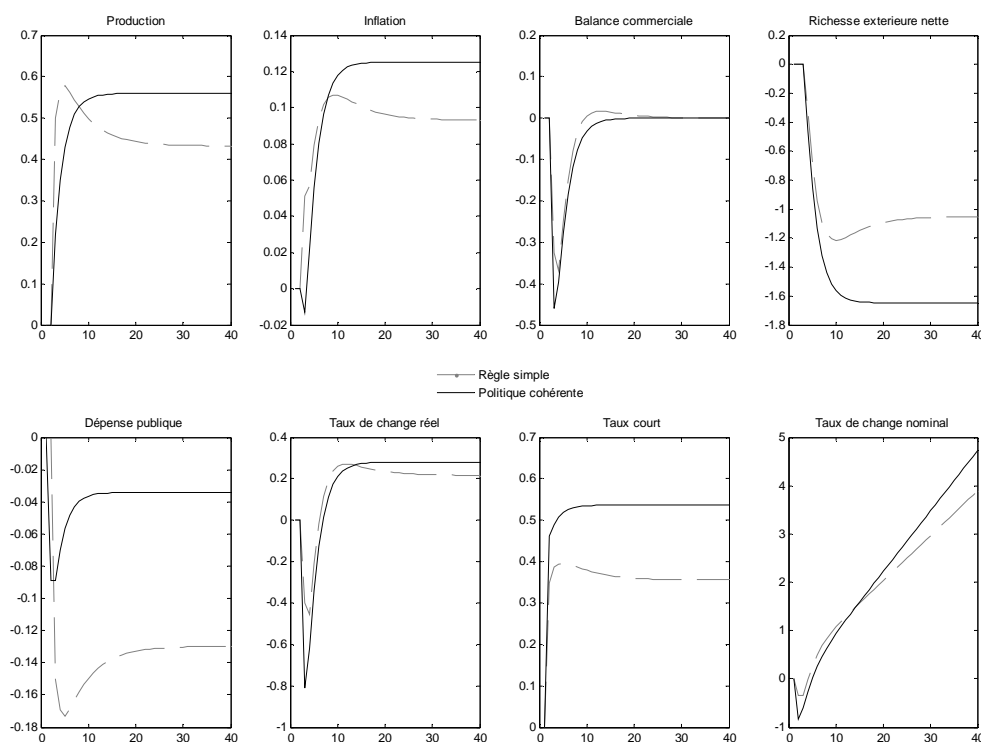
$$r_t = (1 + \lambda_{CB})\pi_t + \gamma_{CB} \cdot y_t \text{ avec } \alpha = 0,5, \beta = 0,5$$

Les autorités budgétaires fixent l'impôt et les dépenses suivant :

$$\begin{cases} \tau_t = 0,1 \cdot b_t \\ g_t = -0,3 \cdot y_t \end{cases}$$

La simulation est présentée dans le Graphique 5-2. Conformément à nos attentes, on constate que la politique monétaire cohérente permet de stabiliser plus rapidement l'économie et d'atteindre un niveau de production plus élevé : les fluctuations sont plus courtes et de moindre importance, alors que dans le cadre de la règle de Taylor, les variables fluctuent davantage.

*Graphique 5-2. Comparaison de la politique cohérente vs règle simple*



Source : calcul des auteurs

### 5.3.2. Variantes

Nous étudions maintenant dans quelle mesure le taux long et le TCR d'équilibre dépendent des objectifs des autorités. Dans la variante 1, la Banque centrale accorde un poids plus important à la stabilisation de la production :  $\alpha_{y,BC} = 2$ . Elle augmente plus son taux d'intérêt, ce qui élève le taux long, freine la production et l'inflation. Le taux de change réel doit moins se déprécier à long terme pour stabiliser la balance commerciale et la richesse extérieure nette (cf. Tableau 5-3).

Dans la variante 2, l'Etat souhaite stabiliser davantage la production :  $\alpha_{y,G} = 2$ . Il baisse plus sa dette pour freiner la hausse de la production, ce qui se traduit par une moindre dépréciation du taux de change réel à long terme. La Banque centrale peut en contrepartie moins augmenter son taux d'intérêt pour stabiliser la production et l'inflation. Le taux long nominal et le taux long réel montent moins que dans le scénario central.

Nous posons ensuite successivement  $\alpha_{q,BC} = 1$ ,  $\alpha_{f,BC} = 1$ ,  $\alpha_{q,G} = 1$  et  $\alpha_{f,G} = 1$ . Dans la variante 3, la Banque centrale attribue un poids positif dans sa fonction de perte au taux de change réel. Elle arbitre entre son objectif de taux de change réel et les autres objectifs pour fixer son taux court. Il en résulte, suite à un choc de demande positif permanent de 1%, un taux de change réel plus faible à long terme par rapport au scénario central. En contrepartie, les taux d'intérêt sont plus élevés et l'inflation plus faible (de même que la production).

Dans la variante 4, la Banque centrale accorde un poids positif à la richesse extérieure nette dans sa fonction de perte. Le taux de change à long terme se déprécie plus par rapport au scénario central, du fait de la moindre hausse du taux court. Pour limiter la baisse de la richesse extérieure nette, la Banque centrale doit ne pas trop monter son taux d'intérêt, ce qui se traduit par un taux long plus faible et une inflation plus forte à long terme. En contrepartie, l'Etat baisse plus sa dette pour stabiliser la production et l'inflation.

Dans les variantes 5 et 6, on modifie le comportement de l'Etat. Dans la variante 5, l'Etat souhaite stabiliser le taux de change réel. Il baisse pour cela plus sa dette par rapport au scénario central, ce qui limite très légèrement la hausse de l'inflation, des taux d'intérêt et du taux de change réel. L'Etat souhaite stabiliser la richesse extérieure nette dans la variante 6. Cela se traduit par une baisse plus forte de la dette publique, qui limite la hausse de la production et des taux d'intérêt, donc celle de l'inflation. Le taux de change réel se déprécie donc moins à long terme.

Le taux de change réel à long terme dépend bien des préférences de la Banque centrale et de l'Etat. Ces différentes variantes montrent la codétermination entre les taux d'intérêt et le taux de change réel à long terme. Un TCRE élevé (déprécié) à long terme est globalement accompagné de taux d'intérêt réels plus faibles et d'un taux d'inflation plus élevé.

Tableau 5-3. Valeurs de long terme et préférences des autorités

Variable	Scénario central	Variante 1 $\alpha_{y,BC} = 2$	Variante 2 $\alpha_{y,G} = 2$	Variante 3 $\alpha_{q,BC} = 1$	Variante 4 $\alpha_{f,BC} = 1$	Variante 5 $\alpha_{q,G} = 1$	Variante 6 $\alpha_{f,G} = 1$
Taux de change réel	0,280	0,167	0,262	0,173	0,566	0,258	0,245
Taux long	0,537	0,606	0,482	0,616	0,352	0,533	0,489
Inflation	0,125	0,093	0,116	0,095	0,208	0,118	0,111
Taux long réel	0,412	0,513	0,366	0,521	0,144	0,415	0,378

Source : calcul des auteurs.

### 5.3.3. Retour sur la boucle prix-salaires

Nous avons supposé que la boucle prix-salaires est de type WS-PS avec un ajustement lent du prix effectif au prix désiré. Cependant, il persiste à long terme un écart entre prix effectif et prix désiré, qui implique une illusion inflationniste permanente (Debonneuil et Sterdyniak (1984)) : il n'y a pas super-neutralité. Supposons maintenant que le prix désiré s'ajuste aussi en fonction de l'inflation anticipée :

$$(5.11) \quad p_t = p_{t-1} + \pi_t^a + \lambda \left[ n(s_t + p_t^*) + (1-n)p_t + \mu \cdot y_t + \nu(I - \pi_{LT}^a)_{t-1} - p_{t-1} - \pi_t^a \right]$$

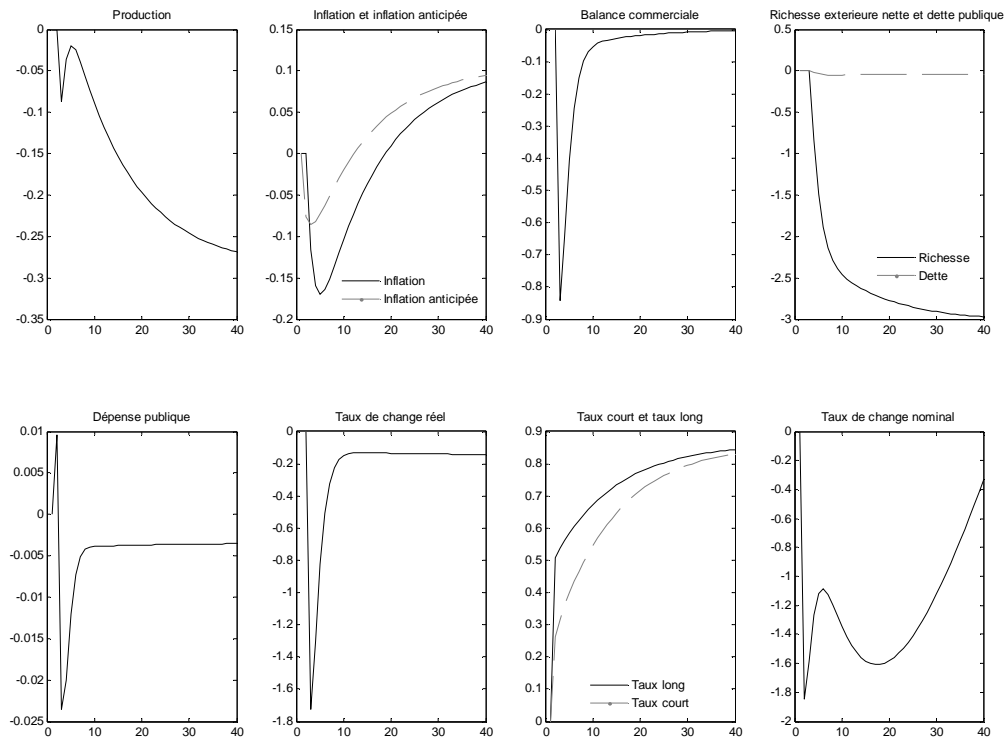
L'inflation anticipée par les entreprises s'ajuste lentement à l'inflation constatée :

$$(5.12) \quad \pi_t^a = \lambda_e \cdot \pi_{t-1}^a + (1 - \lambda_e) \pi_{t-1} \quad \lambda_e = 0,25$$

Plus  $\lambda_e$  est élevé, plus les entreprises ajustent rapidement leurs anticipations. A court terme, le choc de demande positif entraîne une forte hausse du taux court réel, due à une inflation future élevée. Le taux long réel augmente et le taux de change réel s'apprécie fortement. Il en résulte une baisse de la production et un surajustement de l'inflation. A long terme, l'illusion inflationniste disparaît. La production, la dépense publique et la richesse extérieure nette diminuent, l'inflation et les taux d'intérêt augmentent (cf. Graphique 5-3).

Le niveau du taux de change réel d'équilibre ne dépend pas de  $\lambda_e$ . Nous effectuons les mêmes variantes que dans la partie 5.3.2 ci-dessus, en fixant  $\lambda_e = 0,25$ . Le taux long et le taux de change réels d'équilibre sont maintenant moins dépendants de la politique économique (cf. Tableau 5-4). Ils dépendent principalement du poids accordé par les autorités à la stabilisation de la dette extérieure. Lorsque la Banque centrale veut limiter l'endettement extérieur (variante 4), cela se traduit par une baisse de l'inflation, des taux d'intérêt et une appréciation du TCRE supérieure par rapport au scénario central. A l'inverse, lorsque c'est l'Etat qui désire limiter l'endettement extérieur (variante 6), l'appréciation du TCRE et la hausse du taux long réel sont plus faibles que dans le scénario central.

Graphique 5-3. Choc de demande de 1% ;  $\lambda_e = 0,25$



Source: calcul des auteurs.

Tableau 5-4. Valeurs de long terme et préférences des autorités –  $\lambda_e = 0,25$

Variable	Scénario central avec $\lambda_e = 0,25$	Variante 1 $\alpha_{y,BC} = 2$	Variante 2 $\alpha_{y,G} = 2$	Variante 3 $\alpha_{q,BC} = 1$	Variante 4 $\alpha_{j,BC} = 1$	Variante 5 $\alpha_{q,G} = 1$	Variante 6 $\alpha_{j,G} = 1$
Taux de change réel	-0,144	-0,144	-0,144	-0,145	-0,158	-0,144	-0,055
Taux long	0,862	0,845	0,858	0,781	0,189	0,856	0,351
Inflation	0,107	0,089	0,102	0,019	-0,640	0,101	0,062
Taux long réel	0,755	0,756	0,756	0,762	0,829	0,755	0,289

Source : calcul des auteurs.

## Conclusion

Dans le cadre des théories du taux de change d'équilibre, la politique économique est considérée comme donnée, affectée à la réalisation d'un équilibre interne supposé indépendant du taux de change réel. Parallèlement, l'intégration des marchés de capitaux internationaux impliquerait l'absence d'influence de la politique économique sur les taux longs. Or l'indépendance à long terme entre le taux long réel et la politique économique, l'indépendance entre TCRE et équilibre interne et entre TCRE et politiques économiques sont discutables. Dans ce chapitre, nous avons levé ces hypothèses, et en avons analysé les conséquences dans le cadre de politiques économiques cohérentes.

Nous avons développé des maquettes dynamiques dans lesquelles le taux de change réel stabilise la richesse extérieure à long terme et la politique économique est explicitement définie comme découlant de la minimisation d'une fonction de perte intertemporelle de la part des autorités. Nous avons ensuite montré que le TCRE et le taux réel d'équilibre dépendent directement de la spécification de la politique économique ; ils ne sont donc pas uniques : à chaque vecteur de préférence des autorités correspondent un taux de change et un taux long réels de long terme différents.

## Annexe 5.A. Résolution de modèles linéaires à anticipations rationnelles et politique économique cohérente temporellement

Nous présentons la méthode de résolution des modèles linéaires à anticipations rationnelles et politique économique cohérente proposée par Backus et Driffill (1986) et mise en œuvre par Söderlind (1999). La méthode est modifiée pour prendre en compte la présence de deux entités indépendantes, la Banque centrale et le Gouvernement, qui peuvent avoir des fonctions de perte différentes, comme dans Oudiz et Sachs (1984) et Capoen et Villa (1997). Les notations de Söderlind sont conservées.

Soit une économie pouvant être représentée par le modèle suivant :

$$(5.13) \quad \begin{bmatrix} x_{1t+1} \\ x_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} + B u_t$$

où  $x_{1t}$  est un vecteur de variables prédéterminées de dimension  $n_1 \times 1$  et  $x_{2t}$  un vecteur de variables non prédéterminées (forward looking) de dimension  $n_2 \times 1$ .  $u_t$  ( $k \times 1$ ) est le vecteur des  $k$  instruments de politique économique. On note  $x_t$  le vecteur  $\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix}$  de dimension  $n = n_1 + n_2$ .

Le Gouvernement G et la Banque centrale BC ont les fonctions de perte suivantes :

$$(5.14) \quad \begin{aligned} J_{G,0} &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (x_t' Q_G x_t + 2x_t' U_G u_t + u_t' R_G u_t) \\ J_{BC,0} &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (x_t' Q_{BC} x_t + 2x_t' U_{BC} u_t + u_t' R_{BC} u_t) \end{aligned}$$

A chaque période, les deux autorités optimisent leurs fonctions de perte pour fixer leurs instruments respectifs en intégrant les anticipations du secteur privé sur le futur. Le secteur privé est supposé anticiper parfaitement les politiques menées. Cela assure que le Gouvernement et la Banque centrale mènent des politiques cohérentes temporellement : les politiques annoncées en  $t$  pour  $t+1$  seront mises en œuvre en  $t+1$ , car quand les autorités minimisent leur fonction de perte en  $t+1$ , la meilleure politique possible est celle annoncée en  $t$  compte tenu des anticipations du secteur privé pour la période  $t+2$ .

La forme linéaire quadratique du modèle implique que la solution en  $t+1$  donne pour chaque autorité  $j$  des fonctions de valeur quadratiques en les variables d'état  $x_{t+1}' V_{j,t+1} x_{t+1} + v_{j,t+1}$ , et une relation linéaire entre les variables forward looking et les variables prédéterminées

$x_{2t+1} = C_{t+1}x_{1t+1}$ . Les fonctions de valeur des autorités en  $t$  satisfont alors les équations de Bellman suivantes :

$$(5.15) \quad x'_{1t}V_{j,t}x_{1t} + v_{j,t} = \min_{u_{j,t}} \left[ x'_{1t}Q_{j,t}x_{1t} + 2x'_{1t}U_{j,t}u_t + u'_tR_{j,t}u_t + \beta E_t \left( x'_{1t+1}V_{j,t+1}x_{1t+1} + v_{j,t+1} \right) \right] \quad j = G, BC$$

sous les contraintes :

$$(5.16) \quad E_t x_{2t+1} = C_{t+1}E_t x_{1t+1}$$

système (5.13),

et pour  $x_{1t}$  donné.

En combinant (5.13) et (5.16), et en injectant le résultat dans (5.15), on obtient :

$$x_{2t} = D_t x_{1t} + G_t u_t$$

$$(5.17) \quad \begin{aligned} x'_{1t}V_{j,t}x_{1t} + v_{j,t} &= \min_{u_{j,t}} \left[ x'_{1t}Q_{j,t}^*x_{1t} + 2x'_{1t}U_{j,t}^*u_t + u'_tR_{j,t}^*u_t + \beta E_t \left( x'_{1t+1}V_{j,t+1}x_{1t+1} + v_{j,t+1} \right) \right] \\ \text{s.c. } x_{1t+1} &= A_t^*x_{1t} + B_t^*u_t \end{aligned}$$

On obtient les matrices suivantes :

$$(5.18) \quad \left\{ \begin{aligned} D_t &= (A_{22} - C_{t+1}A_{12})^{-1} (C_{t+1}A_{11} - A_{21}) \\ G_t &= (A_{22} - C_{t+1}A_{12})^{-1} (C_{t+1}B_1 - B_2) \\ A_t^* &= A_{11} + A_{12}D_t \\ B_t^* &= B_1 + A_{12}G_t \\ Q_{j,t}^* &= Q_{j,11} + Q_{j,12}D_t + D'_tQ_{j,21} + D'_tQ_{j,22}D_t \\ U_{j,t}^* &= Q_{j,12}G_t + D'_tQ_{j,22}G_t + U_1 + D'_{j,t}U_2 \\ R_{j,t}^* &= R_j + G'_tQ_{j,22}G_t + G'_tU_{j,2} + U'_{j,2}G_t \end{aligned} \right.$$

En dérivant (5.17) successivement par rapport aux instruments  $j$  contenus dans le vecteur  $u$ , on obtient les conditions de premier ordre suivantes :

$$(5.19) \quad u_t = -F_{1t}x_{1t}$$

$$(5.20) \quad F_{1t} = \left( R_{j,t}^* + \beta B_{j,t}^* V_{j,t+1} B_{j,t}^* \right)^{-1} \left( U_{j,t}^* + \beta B_{j,t}^* V_{j,t+1} A_t^* \right)$$

$$(5.21) \quad x_{2t} = C_t x_{1t} \quad \text{avec } C_t = D_t - G_t F_{1t}$$

La première ligne de la matrice  $F_t$  contient les dérivées par rapport au premier instrument  $j$ , la deuxième contient les dérivées par rapport au deuxième instrument, et ainsi de suite. En combinant (5.19) et (5.21) dans (5.17), il vient :

$$(5.22) \quad V_{j,t} = Q_{j,t}^* - U_{j,t}^* F_{1t} - F_{1t}' U_{j,t}^{*'} + F_{1t}' R_{j,t}^* F_{1t} + \beta (A_t^* - B_t^* F_{1t})' V_{j,t+1} (A_t^* - B_t^* F_{1t})$$

Le système composé des équations (5.18) à (5.22) est itéré jusqu'à convergence (algorithme 'backward in time'). On obtient alors le système suivant :

$$(5.23) \quad \begin{aligned} x_{1t} &= (A_{11} + A_{12}C - B_1F_1) \cdot x_{1t-1} \\ x_{2t} &= C \cdot x_{1t} \\ u_t &= -F_1 \cdot x_{1t} \end{aligned}$$

## Annexe 5.B. Un modèle de portefeuille en économie ouverte

Nous présentons un modèle de portefeuille en économie ouverte qui rend compte des liens entre l'arbitrage entre titres de différentes maturités libellés en monnaies différentes, les anticipations de taux de change et la détermination de l'équilibre de portefeuille des ménages. Nous déterminons donc à l'aide d'un modèle de portefeuille les parts optimales allouées par les ménages aux différents types d'actifs financiers dans une économie ouverte. Cette démarche suit celle de Branson et Henderson (1985). On considère une petite économie ouverte dans laquelle les ménages peuvent arbitrer au sein de leur portefeuille d'actifs financiers entre quatre titres : des titres nationaux et étrangers de court terme, des obligations perpétuelles nationales, et des obligations perpétuelles étrangères. Soit  $b_t$  le stock de bons du Trésor à court terme, rapportant le taux d'intérêt nominal  $i_t$ , et  $B_t$  le stock d'obligations perpétuelles, rapportant un coupon unitaire, et dont le rendement nominal anticipé sur une période est  $H_t = \frac{1 + E_t P_{t+1}^B - P_t^B}{P_t^B}$ ,  $P_t^B = \frac{1}{I_t}$  étant le prix de l'obligation en  $t$  et  $E_t P_{t+1}^B$  son prix anticipé pour la période  $t+1$ . Après transformation, on obtient  $H_t = I_t - \frac{\dot{I}}{I}$ , où  $I_t$  est le taux d'intérêt de long terme, et  $\dot{I} = E_t(I_{t+1}^a) - I_t$  est la variation anticipée du taux d'intérêt entre  $t$  et  $t+1$ .  $H_t$  a pour variance  $V_t(H_t) = \sigma_H^2$ .

Soit  $b_t^*$  le stock de bons du Trésor étrangers à court terme, rapportant  $\mathcal{Y}_t = i_t^* + s_{t+1}^a - s_t$ , où  $i_t^*$  est le taux court nominal étranger, et  $(s_{t+1}^a - s_t)$  la variation anticipée du taux de change, une unité de devise valant  $s$  unités de monnaie nationale.  $\mathcal{Y}_t$  a pour variance  $V_t(\mathcal{Y}_t) = \sigma_Y^2$ . Soit  $B_t^*$  le stock d'obligations perpétuelles étrangères, rapportant un coupon unitaire, et dont le rendement nominal anticipé exprimé en monnaie nationale sur une période vaut  $H_t^* = \frac{1 + E_t P_{t+1}^{B^*} - P_t^{B^*}}{P_t^{B^*}} + (s_{t+1}^a - s_t)$ ,  $P_t^{B^*}$  étant le prix de l'obligation en  $t$  et  $E_t P_{t+1}^{B^*}$  son prix anticipé pour la période  $t+1$ . Après transformation, on obtient  $H_t^* = I_t^* - \frac{\dot{I}^*}{I^*} + (s_{t+1}^a - s_t)$ , et  $H_t^*$  a pour variance  $V_t(H_t^*) = \sigma_{H^*}^2$ . Le taux long étranger et le stock de titres étrangers sont supposés donnés et indépendants des choix des agents nationaux.

Le ménage représentatif détient une part  $\alpha_1$  de sa richesse financière  $W_t$  en titres courts, une part  $\alpha_2$  en titres longs nationaux, une part  $\alpha_3$  en titres courts étrangers et une part  $\alpha_4$  en titres longs étrangers. Sa richesse vaut  $W_t = b_t + \frac{B_t}{I_t} + b_t^* + \frac{B_t^*}{I_t^*}$ . Il maximise l'espérance de l'utilité de la richesse réelle (mise sous forme espérance – variance) de la période suivante.

On obtient :

$$E_t \left( \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) = 1 + (\alpha_1 \cdot i_t + \alpha_2 \cdot H_t + \alpha_3 \cdot \mathcal{Y}_t + \alpha_4 \cdot H_t^* - \pi_t^a)$$

$\pi_t^a$  est le taux d'inflation anticipé entre  $t$  et  $t+1$ . Le rendement réel moyen anticipé associé à la détention d'une combinaison de titres courts et longs s'écrit alors :

$$\bar{\rho}_t = E_t (\alpha_1 \cdot i_t + \alpha_2 \cdot H_t + \alpha_3 \cdot Y_t + \alpha_4 \cdot H_t^* - \pi_t^a),$$

et a pour variance :

$$S_t^2 = \alpha_2^2 \cdot \sigma_H^2 + \alpha_3^2 \cdot \sigma_Y^2 + \alpha_4^2 \cdot \sigma_{H^*}^2 + \sigma_\pi^2 + 2\alpha_2 \cdot \alpha_3 \cdot \sigma_{HY} + 2\alpha_2 \cdot \alpha_4 \cdot \sigma_{HH^*} + 2\alpha_3 \cdot \alpha_4 \cdot \sigma_{YH^*} - 2\alpha_2 \cdot \sigma_{H\pi} - 2\alpha_3 \cdot \sigma_{Y\pi} - 2\alpha_4 \cdot \sigma_{H^*\pi}$$

$\sigma_{HH^*}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'une obligation nationale et celui lié à la détention d'une obligation étrangère ;

$\sigma_{HY}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'une obligation nationale et celui lié à la détention d'un bon du Trésor étranger ;

$\sigma_{YH^*}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'une obligation étrangère et celui lié à la détention d'un bon du Trésor étranger ;

$\sigma_{H\pi}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'une obligation nationale et l'inflation anticipée ;

$\sigma_{Y\pi}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'un bon du Trésor étranger et l'inflation anticipée ;

$\sigma_{H^*\pi}^2$  : covariance entre le rendement lié à la détention d'une obligation étrangère et l'inflation anticipée.

Sa fonction d'utilité  $U$  ordonne les préférences du ménage en fonction du couple  $(\bar{\rho}, S^2)$ . Les parts optimales de titres dans le portefeuille sont obtenues par maximisation de la fonction  $U$  sous la contrainte que la somme des parts soit égale à l'unité :

$$Z = U(\bar{\rho}, S^2) - \lambda(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 - 1)$$

Les conditions nécessaires à l'obtention du maximum de  $U$  sont obtenues en annulant les dérivées partielles de  $Z$  par rapport à  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$ ,  $\alpha_4$  et  $\lambda$  :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(i_t) - \lambda = 0 \\ \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(H_t) + \frac{2\partial U}{\partial S^2} [\alpha_2 \cdot \sigma_H^2 + \alpha_3 \cdot \sigma_{YH} + \alpha_4 \cdot \sigma_{HH^*} - \sigma_{H\pi}^2] - \lambda = 0 \\ \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(Y_t) + \frac{2\partial U}{\partial S^2} [\alpha_3 \cdot \sigma_Y^2 + \alpha_2 \cdot \sigma_{YH} + \alpha_4 \cdot \sigma_{YH^*} - \sigma_{Y\pi}^2] - \lambda = 0 \\ \frac{\partial U}{\partial \bar{\rho}}(H_t^*) + \frac{2\partial U}{\partial S^2} [\alpha_4 \cdot \sigma_{H^*}^2 + \alpha_2 \cdot \sigma_{HH^*} + \alpha_3 \cdot \sigma_{YH^*} - \sigma_{H^*\pi}^2] - \lambda = 0 \\ \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 - 1 = 0 \end{array} \right.$$

Ce système peut être réduit à trois équations en  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$  et  $\alpha_4$ , et mis sous forme matricielle (Branson et Henderson (1985)) :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{\mu} \cdot (\alpha_2 \cdot \sigma_H^2 + \alpha_3 \cdot \sigma_{YH}^2 + \alpha_4 \cdot \sigma_{HH^*}^2) = H_t - i_t + \frac{1}{\mu} \cdot \sigma_{H\pi}^2 \\ \frac{1}{\mu} \cdot (\alpha_2 \cdot \sigma_{YH}^2 + \alpha_3 \cdot \sigma_Y^2 + \alpha_4 \cdot \sigma_{YH^*}^2) = Y_t - i_t + \frac{1}{\mu} \cdot \sigma_{Y\pi}^2 \\ \frac{1}{\mu} \cdot (\alpha_2 \cdot \sigma_{HH^*}^2 + \alpha_3 \cdot \sigma_{YH^*}^2 + \alpha_4 \cdot \sigma_{H^*}^2) = H_t^* - i_t + \frac{1}{\mu} \cdot \sigma_{H^*\pi}^2 \end{array} \right.$$

ou encore

$$\frac{1}{\mu} \Omega \alpha = H + \frac{1}{\mu} \cdot \sigma$$

$$\text{avec } \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_H^2 & \sigma_{YH}^2 & \sigma_{HH^*}^2 \\ \sigma_{YH}^2 & \sigma_Y^2 & \sigma_{YH^*}^2 \\ \sigma_{HH^*}^2 & \sigma_{YH^*}^2 & \sigma_{H^*}^2 \end{bmatrix}, \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}, \quad H = \begin{bmatrix} H_t - i_t \\ Y_t - i_t \\ H_t^* - i_t \end{bmatrix}, \quad \sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{H\pi}^2 \\ \sigma_{Y\pi}^2 \\ \sigma_{H^*\pi}^2 \end{bmatrix}, \quad \mu = \frac{-1}{2} \frac{\partial U / \partial \bar{p}}{\partial U / \partial S^2}.$$

On en déduit la part optimale de titres dans le portefeuille :

$$\alpha = \mu \Omega^{-1} H + \Omega^{-1} \sigma$$

Supposons pour simplifier que  $\sigma_{YH}^2 = \sigma_{YH^*}^2 = \sigma_{Y\pi}^2 = \sigma_{H^*\pi}^2 = 0$ . Les parts optimales des actifs risqués valent alors après quelques manipulations :

$$(5.24) \quad \left\{ \begin{array}{l} \alpha_2 = \mu \cdot \frac{(\sigma_H^2 - \sigma_{HH^*}^2)(H_t - i_t) + \sigma_{HH^*}^2 (H_t - H_t^*) + \frac{1}{\mu} \cdot \sigma_{H^*}^2 \cdot \sigma_{H\pi}^2}{\sigma_H^2 \sigma_{H^*}^2 - (\sigma_{HH^*}^2)^2} \\ \alpha_3 = \mu \cdot \frac{(Y_t - i_t)}{\sigma_Y^2} \\ \alpha_4 = \mu \cdot \frac{(\sigma_H^2 - \sigma_{HH^*}^2)(H_t^* - i_t) + \sigma_{HH^*}^2 (H_t^* - H_t) - \frac{1}{\mu} \cdot \sigma_{HH^*}^2 \cdot \sigma_{H\pi}^2}{\sigma_H^2 \sigma_{H^*}^2 - (\sigma_{HH^*}^2)^2} \end{array} \right.$$

La part de titres longs domestiques est une fonction croissante de l'écart attendu de rendement entre titres longs domestiques et titres courts domestiques, une fonction décroissante de la confiance dans la prévision  $\sigma_H^2$ , et une fonction croissante de l'audace des détenteurs de portefeuille  $\mu$ . Lorsque les ménages ont de l'aversion au risque,  $\mu$  est positif, et tend vers zéro plus le degré d'aversion est élevé. A la limite, le ménage place la totalité de son portefeuille en titres courts, dont le rendement nominal sur une période est certain.  $\alpha_2$  dépend aussi positivement de la covariance entre le rendement de l'obligation domestique et l'inflation anticipée : plus l'obligation protège du risque inflationniste ( $\sigma_{H\pi}^2$  positive et proche de 1), plus sa part dans le portefeuille du ménage est importante. Enfin,  $\alpha_2$  dépend de la plus ou moins grande covariance entre les rendements des obligations nationales et étrangères. Si  $\sigma_{HH^*}^2 > 0$ , alors une hausse de  $H_t$  par rapport à  $H_t^*$  entraîne une hausse de la part allouée aux obligations domestiques.

Supposons  $\sigma_{HH^*}^2 = 0$ . Les deux dernières équations du système (5.24) donnent :

$$s = s_{+1}^a - \frac{\sigma_r^2 \sigma_{H^*}^2}{\mu(\sigma_r^2 + \sigma_{H^*}^2)} \cdot [\alpha_3 + \alpha_4] + \frac{\sigma_{H^*}^2}{\sigma_r^2 + \sigma_{H^*}^2} \cdot (i_t^* - i_t) + \frac{\sigma_r^2}{\sigma_r^2 + \sigma_{H^*}^2} \cdot \left( I_t^* - \frac{\dot{I}^*}{I^*} - i_t \right)$$

Si on pose  $f = \alpha_3 + \alpha_4$  et  $\frac{\sigma_r^2 \sigma_{H^*}^2}{\mu(\sigma_r^2 + \sigma_{H^*}^2)} = \frac{1}{k}$ , et si on suppose que les agents n'arbitrent pas entre les titres courts domestiques et longs étrangers, on retrouve l'équation (5.10), avec  $\frac{\mu}{\sigma_r^2 k} = \frac{\sigma_{H^*}^2}{\sigma_r^2 + \sigma_{H^*}^2} \rightarrow 1$ . Cette dernière condition signifie que la variance du rendement lié à la détention d'une obligation de long terme est très élevée par rapport à celle liée à la détention d'un bon de court terme, ce qui est généralement vérifié empiriquement (Shiller (1979)).





## Conclusion générale

Cette thèse s'est intéressée principalement aux interactions entre la structure par terme des taux d'intérêt et les anticipations des politiques économiques. Elle est revenue sur les théories du taux d'intérêt et celles de la structure par terme pour s'interroger sur la façon d'intégrer plusieurs taux d'intérêt dans un modèle macroéconomique. Son principal apport est de montrer que ce sont les anticipations qui sont déterminantes dans la formation des taux longs, et non l'équilibre épargne/investissement. La théorie des fonds prêtables n'est pas pertinente lorsqu'on considère plusieurs taux d'intérêt dans un modèle macroéconomique. L'endogénéité de la masse monétaire écarte les explications monétaires du taux d'intérêt. Les théories réelles ne sont valides que dans un long terme théorique difficilement appréhendable par les marchés financiers du fait de l'ajustement lent de l'économie et de la difficulté à anticiper la politique économique et les comportements privés à long terme. Cette conclusion contredit le courant dominant en science économique visant à expliquer les taux longs par la théorie des fonds prêtables et par les théories réelles de l'intérêt. Elle permet de rendre compte de la focalisation des marchés obligataires sur les décisions et la communication des Banques centrales, et relativise l'effet des politiques budgétaires sur les taux d'intérêt, puisque ces derniers dépendent aussi de façon importante des comportements des agents privés.

Nous avons vu que la politique monétaire peut influencer la structure par terme des taux d'intérêt. En particulier, la communication des Banques centrales sur leur politique future a un effet identifié empiriquement sur les anticipations. Celles-ci communiquent un biais plutôt qu'une valeur pour le taux court futur, notamment pour éviter que les marchés se focalisent de façon trop importante sur les annonces. Par ailleurs, les nombreuses études contradictoires sur les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt nous ont amené à identifier les mécanismes par lesquels la politique budgétaire a des effets non désirables sur les taux d'intérêt. Nous avons montré que ces effets ne sont pas mécaniques, mais dépendent notamment de la coordination entre les autorités monétaires et budgétaires, du régime dans lequel se trouve l'économie et de la nature des chocs qui la touchent. Ce résultat est en accord avec nos résultats empiriques montrant l'absence d'effet de la politique budgétaire sur les taux courts, et des effets peu assurés sur les taux longs. Enfin, nous avons montré que la mondialisation des marchés financiers n'implique pas une perte de contrôle de la politique monétaire sur les taux d'intérêt. Elle peut néanmoins engendrer des phénomènes tels le *Conundrum* sur les taux longs américains, en favorisant la détention d'une part croissante de la dette publique américaine par les non-résidents.

Pour parvenir à ces conclusions, nous avons organisé la thèse en cinq chapitres. Dans le but de montrer les enjeux posés par l'introduction de plusieurs taux dans un modèle macroéconomique, le premier chapitre a porté sur la détermination de la structure par terme des taux d'intérêt dans un cadre macroéconomique. Il a confronté les théories du taux de long terme en relevant les hypothèses sous-jacentes à chaque théorie, et établi que les taux longs sont déterminés principalement par les anticipations des agents et non par des mécanismes de marché. Il a explicité comment se forment les anticipations, les raisons de l'existence de primes de risque, et montré que l'équilibre de long terme n'est pas prépondérant dans la formation des anticipations des agents. Les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt ont ensuite été analysés. Il s'avère que la politique budgétaire n'a pas d'effet mécanique sur les taux longs. Ces effets dépendent de la nature des chocs, du régime dans lequel se trouve l'économie, de la façon dont les agents anticipent la manière dont l'Etat

satisfera sa contrainte budgétaire et des anticipations des agents concernant les comportements privés futurs d'épargne et d'investissement.

Le deuxième chapitre a traité de l'effet sur la structure par terme des taux d'intérêt de la communication des Banques centrales sur leur politique future. Il explique pourquoi les Banques centrales adoptent une politique d'ajustement graduel du taux court et pourquoi elles refusent d'annoncer explicitement le niveau futur du taux court. Il s'avère notamment que l'incertitude concernant les effets de la politique monétaire sur l'économie, ainsi qu'une focalisation trop importante des marchés sur les annonces de la Banque centrale peuvent expliquer le manque de précision de ses annonces. Par ailleurs, ce chapitre a permis de montrer que la communication des Banques centrales sur leur politique future a un effet sur la structure par terme des taux d'intérêt. Plus précisément, la construction d'indicateurs du biais de la politique monétaire future contenu dans les déclarations des Banques centrales permet de distinguer l'effet des décisions de celui des annonces de politique monétaire future sur la structure par terme des taux d'intérêt. La structure par terme des taux d'intérêt en Zone Euro et aux Etats-Unis évolue bien en fonction des surprises de politique monétaire, et de la communication sur la politique future.

Le troisième chapitre a discuté de la mesure des effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. Les résultats théoriques du premier chapitre impliquent de distinguer, dans les indicateurs de politique budgétaire, ce qui relève des politiques discrétionnaires de ce qui relève de l'évolution structurelle de la politique budgétaire : seule cette dernière peut entraîner des effets d'éviction (dans la mesure où la politique budgétaire peut conduire à une demande trop élevée à long terme). L'absence de prise en compte de ce point par de nombreux travaux conduit à des résultats erronés quant à la mesure des effets de la politique budgétaire sur les taux longs. Ainsi, les estimations s'appuyant sur la théorie des fonds prêtables ne prennent pas en compte la position des économies dans le cycle, et utilisent des indicateurs de politique budgétaire non pertinents. Ces résultats ne sont pas non plus robustes à un changement de période d'estimation. Les estimations mesurant l'effet d'indicateurs de politique budgétaire future sur l'écart taux long/taux court pour les Etats-Unis aboutissent aussi à des résultats contestables, puisqu'ils supposent toute politique contracyclique comme étant irréversible. Enfin, les résultats économétriques montrent, d'une part, que les politiques budgétaires n'ont pas poussé les Banques centrales à monter leur taux court depuis 1980 ; d'autre part, que les taux longs n'ont pas été systématiquement poussés à la hausse par la montée des déficits et des dettes publiques. Le cas du Japon illustre parfaitement l'absence d'effet mécanique de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt : la dette publique y a fortement augmenté depuis le début des années 1990, tandis que les taux courts et longs sont restés à des niveaux très faibles. La forte baisse de la dette privée permet d'expliquer ce résultat. Cela souligne la nécessité de prendre en compte les comportements d'endettement et de placement des agents privés dès lors que l'on souhaite analyser les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt.

Le quatrième chapitre a mesuré et analysé le *Conundrum* sur le taux long public américain. Selon nos estimations économétriques, le taux long américain est inférieur de 0,6 à 0,85 point à son niveau prédit par les simulations sur la période 2004-2006. Nous avons montré que l'hypothèse du *Global Saving Glut* pose problème du point de vue théorique (aversion des agents pour le risque et *Home Bias*), et n'est pas valide empiriquement. Une baisse du taux neutre ou de la prime de risque, ou encore une anticipation dès la fin 2001 par les agents d'une remontée du taux court, ne paraissent pas non plus pouvoir expliquer le bas niveau du taux long. Une partie de l'écart entre le taux long et les simulations s'explique par une forte hausse de la demande de titres longs par l'étranger. Cette forte demande, couplée à la baisse

de durée de vie moyenne de la dette, a diminué le stock de titres disponibles pour les investisseurs domestiques, ce qui a poussé le taux long à la baisse.

Enfin, le cinquième chapitre a analysé la dépendance du taux long et du taux de change réel d'équilibre (TCRE) à la politique économique en économie ouverte. Les théories du taux de change d'équilibre considèrent la politique économique comme donnée, et affectée à la réalisation d'un équilibre interne supposé indépendant du taux de change réel. Parallèlement, l'intégration des marchés de capitaux internationaux aurait pour conséquence l'absence d'influence de la politique économique sur les taux longs. Nous avons montré que l'indépendance à long terme entre le taux long réel et la politique économique, l'indépendance entre TCRE et équilibre interne et entre TCRE et politiques économiques ne tiennent que sous des hypothèses très restrictives. Nous avons levé l'hypothèse de neutralité face au risque, et en avons analysé les conséquences dans le cadre de politiques économiques cohérentes. Nous avons développé des maquettes dynamiques dans lesquelles le taux de change réel stabilise la richesse extérieure à long terme, et où la politique économique est explicitement définie comme découlant de la minimisation d'une fonction de perte intertemporelle de la part des autorités. Nous avons ensuite montré que le TCRE et le taux d'intérêt réel d'équilibre dépendent directement de la spécification de la politique économique.

La question des éventuels apports que constituent les recherches récentes en matière d'estimation de modèles macro-financiers incluant la structure par terme des taux d'intérêt<sup>1</sup> pour l'étude des anticipations de la politique économique aurait mérité une discussion approfondie. Les modèles macro-financiers sont considérés comme une avancée de la macroéconomie financière, dans la mesure où ils permettent d'étudier les liens entre le marché obligataire et les variables macroéconomiques telles l'inflation et la production. Ils permettent aussi de calculer le taux d'intérêt réel d'équilibre anticipé par les marchés, ainsi que la prime de risque et les anticipations d'inflation contenues dans les taux longs. Néanmoins ces travaux omettent généralement de prendre en compte les variables de politique budgétaire, et ne modélisent pas les comportements privés, qui sont déterminants pour calculer le taux d'intérêt d'équilibre. Une possible extension des présents travaux consisterait donc à intégrer, dans le bloc macroéconomique de ces modèles, une fonction de réaction budgétaire ainsi que des équations d'accumulation de la dette publique et de la dette privée, afin d'évaluer leur impact sur le taux d'intérêt d'équilibre et la prime de risque. Cela permettrait aussi d'analyser plus finement les effets du *policy-mix* anticipé par le marché sur la courbe des taux, et en retour sur la production et l'inflation.

---

<sup>1</sup> Voir par exemple Dewachter et Lyrio (2006) ; Diebold *et al.* (2006) ; Wu (2006).



## Bibliographie

Commission Européenne (2004) "Public finances in EMU-2004." n°3.

Ahrend, R, P Catte et R Price (2006) "Factors behind low long-term interest rates". *OECD Working Papers*, OECD 2006-18, Jun.

Alesina, A, M De Broeck, A Prati et G Tabellini (1992) "Default risk on government debt in OECD countries." *Economic Policy: A European Forum* **15**: 427-451.

Amato, JD et T Laubach (1999) "The value of interest rate smoothing : how the private sector helps the Federal Reserve." *Economic Review* (3): 47-64.

Amato, JD, S Morris et HS Shin (2002) "Communication and monetary policy." *Oxford Review of Economic Policy* **18** (4): 495-503.

Archer, D (2005) "Central bank communication and the publication of interest rate projections." Sveriges Riksbank conference on inflation targeting. Stockholm, Bank for International Settlements.

Ardagna, S, F Caselli et T Lane (2004) "Fiscal discipline and the cost of public debt service: some estimates for OECD countries". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research: 36 pages 10788.

Arestis, P et GE Chortareas (2007) "Natural equilibrium real Interest rate estimates and monetary policy design." *Journal of Post Keynesian Economics* **29** (4): 621-43.

Artis, M et MP Taylor (1993) "DEER hunting - Misalignment, debt accumulation, and desired equilibrium exchange rates". *IMF Working Paper* 93-48.

Artus, P (2005) "Quel est l'effet des interventions de change sur les taux d'intérêt à long terme des Etats-Unis ?" *Flash*, CDC-Ixis, Janvier.

Artus, P, R Bellando, P Ducos et J-P Pollin (1990) "La formation des taux d'intérêt à long terme." *Revue d'Economie financière* **12-13**: 46-69.

Backus, D et J Driffill (1986) "The consistency of optimal policy in stochastic rational expectations models". *Discussion paper*. London, CEPR 124.

Bandholz, H, J Clostermann et F Seitz (2007) "Explaining the U.S. bond yield conundrum". *MPRA Paper*, University Library of Munich, Germany 2386, Feb.

Banerjee, R et N Batini (2003) "UK consumers' habits". *Discussion Paper*, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England 13.

Bansal, R et H Zhou (2002) "Term structure of interest rates with regime shifts." *Journal of Finance* **57** (5): 1997-2043.

Barre, R et F Teulon (1997) *Economie politique*. Tome 1 Fifteenth edition. Collection : Themis. Paris : Presses Universitaires de France.

Barro, RJ (1974) "Are Government bonds net wealth?" *The Journal of Political Economy* **82** (6): 1095-1117.

- Barro, RJ et X Sala-i-Martin (1991) "World real interest rates". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 3317, Apr.
- Barth, JR, G Iden, FS Russek et M Wohar (1991) "The effects of federal budget deficits on interest rates and the composition of domestic output." in R. G. Penner. The Great Fiscal Experiment. Washington DC, Urban Institute Press: 69-141.
- Bayoumi, T, PB Clark et S Symansky (1994) "Robustness of equilibrium exchange rate calculations to alternative assumptions and methodologies". *IMF Working Paper* 94-17.
- Beenstock, M et JA Longbottom (1981) "The term structure of interest rates In a small open economy." *Journal of Money, Credit and Banking* **13** (1): 44-59.
- Bekaert, G, RJ Hodrick et DA Marshall (2001) "Peso problem explanations for term structure anomalies." *Journal of Monetary Economics* **48** (2): 241-70.
- Bekaert, G, M Wei et Y Xing (2007) "Uncovered interest rate parity and the term structure." *Journal of International Money and Finance* **26** (6): 1038-1069.
- Benaim, S (1999) "Interdépendances entre les taux d'intérêt à long terme." *Economies et Sociétés* **33** (9-10): 119-55.
- Benassy, A, M Fiole, E Fourmann et H Sterdyniak (1992) "De la flexibilité des taux de change et de ses conséquences macroéconomiques." *Observations et Diagnostics Économiques* **40**: 201-248.
- Benassy, A et H Sterdyniak (1992) "La détermination des taux de change dans les modèles multinationaux : L'état de l'art." *Economie et Prévision* **104** (3).
- Berk, JM et KHW Knot (2001) "Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations." *Journal of Banking and Finance* **25** (2): 377-91.
- Bernanke, B et M Gertler (2000) "Monetary policy and asset price volatility". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 7559, Feb.
- Bernanke, BS (2004) "Central bank talk and monetary policy." Discours, 7 octobre, Federal Reserve Board.
- Bernanke, BS (2005) "The global saving glut and the U.S. current account deficit." Homer Jones Lecture, Federal Reserve Bank of St. Louis. St. Louis, Missouri. April 14, 2005.
- Bernanke, BS et M Gertler (1995) "Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission." *Journal of Economic Perspectives* **9** (4): 27-48.
- Bernanke, BS, VR Reinhart et BP Sack (2004) "Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment." *Brookings Papers on Economic Activity* **2**: 1-78.
- Bernheim, BD (1989) "A Neoclassical perspective on budget deficits." *The Journal of Economic Perspectives* **3** (2): 55-72.
- Bernoth, K et J Von Hagen (2004) "The Euribor futures market: Efficiency and the impact of ECB policy announcements." *International Finance* **7** (1): 1-24.
- Berument, H et RT Froyen (2006) "Monetary policy and long-term US interest rates." *Journal of Macroeconomics* **28** (4): 737-751.
- Bierwag, GO et MA Grove (1967) "A Model of the term structure of interest rates." *The Review of Economics and Statistics* **49** (1): 50-62.

- Blanchard, O et J Wolfers (2000) "The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence." *Economic Journal* **110** (462): 1-33.
- Blanchard, OJ (1981) "Output, the stock market, and interest rates." *American Economic Review* **71** (1): 132-43.
- Blanchard, OJ (1984) "Current and anticipated deficits, interest rates and economic activity." *European Economic Review* **25** (1): 7-27.
- Blanchard, OJ et S Fischer (1989) Lectures on Macroeconomics.
- Blanchard, OJ et LH Summers (1984) "Perspectives on high world real interest rates." *Brookings Papers on Economic Activity* **2**: 273-324.
- Blankenau, W, MA Kose et K-M Yi (2001) "Can world real interest rates explain business cycles in a small open economy?" *Journal of Economic Dynamics and Control* **25** (6-7): 867-89.
- Bleuze, E et H Sterdyniak (1988) "L'interdépendance des économies en change flexible: les apports d'une maquette dynamique." *Revue Economique* **39** (5).
- Blinder, AS (2000) "Central-bank credibility: Why do we care? How do we build it?" *The American Economic Review* **90** (5): 1421-1431.
- Blinder, AS, C Goodhart, P hildebrand, D Lipton et C Wyplosz (2001) "How Do Central Banks Talk?" *Geneva Reports on the World Economy*. CEPR. London, International Center for Monetary and Banking Studies 3.
- Blinder, AS et RM Solow (1973) "Does fiscal policy matter?" *Journal of Public Economics* **2** (4): 319-37.
- Blundell-Wignall, A et F Browne (1991) "Increasing financial market integration, real exchange rates and macroeconomic adjustment". *OECD Working Papers*, OECD Economics Department 96, Feb.
- Bohn, H (1998) "The behavior of U.S. public debt and deficits." *The Quarterly Journal of Economics* **113** (3): 949-63.
- Bomfim, AN (2001) "Measuring equilibrium real interest rates: what can we learn from yields on indexed bonds?" *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2001-53.
- Bomfim, AN (2003) "Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market." *Journal of Banking and Finance* **27** (1): 133-151.
- Boothe, P (1991) "Interest parity, cointegration, and the term structure in Canada and the United States." *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* **24** (3): 595-603.
- Bordes, C (2007) La politique monétaire L. Découverte. Repères Economie: Paris.
- Bourguinat, H (1997) Finance Internationale PUF: Paris.
- Bouveret, A et H Sterdyniak (2005) "Les modèles de taux de change. Equilibre de long terme, dynamique et hystérèse." *Revue de l'OFCE* **93**: 245-286.
- Brainard, WC (1967) "Uncertainty and the effectiveness of policy." *The American Economic Review* **57** (2): 411-425.

- Brand, C, D Buncic et J Turunen (2006) "The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve". *ECB Working Paper Series*, European Central Bank: 37 pages 657, Jul.
- Branson, W (1979) "Exchange rate dynamics and monetary policy." in A. Lindbeck. *Inflation and Employment in Open Economies*, North-Holland.
- Branson, W et DW Henderson (1985) "The specification and influence of asset markets." in P. B. Kenen et R. W. Jones. *Handbook of International Economics*. Amsterdam, North Holland.
- Branson, WH, A Fraga et RA Johnson (1985) "Expected fiscal policy and the recession of 1982". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 1784, dec.
- Breedon, F, B Henry et G Williams (1999) "Long-term real interest rates: Evidence on the global capital market." *Oxford Review of Economic Policy* **15** (2): 128-42.
- Brender, A et F Pisani (1997) Taux d'Intérêt : Approche Empirique Economica. Collection Economie poche: Paris.
- Brook, A-M (2003) "Recent and prospective trends in real long-term interest rates: Fiscal policy and other drivers". *Economics Department Working Papers*, OCDE 367, Sep.
- Buiter, WH (1977) "'Crowding out' and the effectiveness of fiscal policy." *Journal of Public Economics* **7** (3): 309-28.
- Cadiou, L, S Dees, S Guichard, A Kadareja, J-P Laffargue et B Rzepkowski (2001) "MARMOTTE: A multinational model". *Document de travail*, CEPII: 185 01-15.
- Campbell, JY et RJ Shiller (1987) "Cointegration and tests of present value models." *The Journal of Political Economy* **95** (5): 1062-88.
- Campbell, JY et RJ Shiller (1991) "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view." *Review of Economic Studies* **58** (3): 495-514.
- Canzoneri, MB (1985) "Monetary policy games and the role of private information." *The American Economic Review* **75** (5): 1056-1070.
- Canzoneri, MB, RE Cumby et BT Diba (2002) "Should the European Central Bank and the Federal Reserve be concerned about fiscal policy?" *symposium on "Rethinking Stabilization Policy"*, Jackson Hole 29-31 août, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Capoen, F, J Creel, P Cussy et H Lenoble-Liaud (2003) "How to manage financial shocks: Intra-european vs. international monetary coordination." *Journal of Macroeconomics* **25** (4): 431-55.
- Capoen, F, H Sterdyniak et P Villa (1994) "L'indépendance des banques centrales, politique budgétaire et monétaire : Une approche stratégique." *Revue de l'OFCE* **50**: 65-102.
- Capoen, F et P Villa (1997) "Internal and external policy coordination: A dynamic analysis". *Working Paper Series*, CEPII research center 97-15, Nov.
- Capoen, F et P Villa (1998) "Coordination interne et externe de la politique économique: Une analyse dynamique." *Revue Economique* **49** (3): 655-64.
- Caporale, GM et G Williams (2002) "Long-term nominal interest rates and domestic fundamentals." *Review of Financial Economics* **11** (2): 119-30.

- Carlson, KM et RW Spencer (1975) "Crowding out and its critics." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **57** (12): 2-17.
- Carriero, A (2006) "Explaining US-UK interest rate differentials : A reassessment of the uncovered interest rate parity in a bayesian framework." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **68**: 879-899.
- Carruth, AA, MA Hooker et AJ Oswald (1998) "Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the United States." *The Review of Economics and Statistics* **80** (4): 621-28.
- Casares, M et BT McCallum (2006) "An optimizing IS-LM framework with endogenous investment." *Journal of Macroeconomics* **28** 4: 621-44.
- Catão, L et GA Mackenzie (2006) "Perspectives on low global interest rates". *IMF Working Papers*, International Monetary Fund 76.
- Cebula, RJ (2000) "Impact of budget deficits on ex post real long-term interest rates." *Applied Economics Letters* **7** (3): 177-79.
- Cecchetti, SG, H Genberg, J Lipsky et S Wadhvani (2000) "Asset prices and central bank policy". *Geneva Reports on the World Economy*, International Center for Monetary and Banking Studies and Center for Economic Policy Research: xx, 140 2.
- Chagny, O, F Reynès et H Sterdyniak (2002) "The equilibrium rate of unemployment: A theoretical discussion and an empirical evaluation for six OECD countries". *Document de Travail*, OFCE 2002-04.
- Chatelain, J-B, M Ehrmann, A Generale, J Martínez-Pagés et P Vermeulen (2003a) "Monetary policy transmission in the Euro Area: New evidence from micro data on firms and banks." *Journal of the European Economic Association* **1** (2-3): 731-742.
- Chatelain, J-B, A Generale, I Hernando, Uv Kalckreuth et P Vermeulen (2003b) "New findings on firm investment and monetary transmission in the Euro Area." *Oxford Review of Economic Policy* **19** (1): 73-83.
- Chauveau, T (1980) "L'évolution du taux d'intérêt à long terme sur le marché obligataire français." *Économies et Sociétés* **14** (2-3-4): 539-570.
- Chauvin, V, G Dupont, E Heyer, M Plane et X Timbeau (2002) "Le modèle France de l'OFCE, la nouvelle version : E-mod.fr." *Revue de l'OFCE* **81**: 245-300.
- Chinn, M et J Frankel (2003) "The Euro Area and world interest rates." CEPR/ESI conference on "The Euro Area as an Economic Entity".
- Chinn, MD et G Meredith (2004) "Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity." *IMF Staff Papers* **51** (3): 409-30.
- Chirinko, RS, SM Fazzari et AP Meyer (1999) "How responsive is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data." *Journal of Public Economics* **74** (1): 53-80.
- Chow, GC (1989) "Rational versus adaptive expectations in present value models." *The Review of Economics and Statistics* **71** (3): 376-384.
- Clarida, R, J Gali et M Gertler (1998) "Monetary policy rules in practice: Some international evidence." *European Economic Review* **42** (6): 1033-67.
- Clarida, R, J Gali et M Gertler (1999) "The science of monetary policy: A New Keynesian perspective." *Journal of Economic Literature* **37** (4): 1661-1707.

- Clarida, R, J Gali et M Gertler (2000) "Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory." *The Quarterly Journal of Economics* **115** (1): 147-80.
- Clark, PB et R MacDonald (1998) "Exchange rates and economic fundamentals - A methodological comparison of BEERs and FEERs". *IMF Working Paper*, International Monetary Fund 98-67.
- Cobham, D (2003) "Why does the Monetary Policy Committee smooth interest rates?" *Oxford Economic Papers* **55** (3): 467-493.
- Codogno, L, C Favero et A Missale (2003) "Yield spreads on EMU government bonds." *Economic Policy* **37**: 503-27, 531-32.
- Coenen, G et V Wieland (2005) "A small estimated Euro Area model with rational expectations and nominal rigidities." *European Economic Review* **49** (5): 1081-1104.
- Cohen, D et O Garnier (1991) "The impact of forecasts of budget deficits on interest rates in the United States and other G-7 countries". *Division of Research and Statistics, mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Colletaz, G (1987) "Les taux d'intérêt observés sur le marché monétaire sont-ils trop volatils? Un test de la rationalité des prévisions dans le cadre de la théorie des anticipations de la structure par échéance." *Revue Economique* **38** (4): 837-52.
- Colletaz, G et J-P Gourlaouen (1990) "Cointégration et structure par terme des taux d'intérêt." *Revue Economique* **41** (4): 687-711.
- Cook, T et T Hahn (1989) "The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s." *Journal of Monetary Economics* **24** (3): 331-351.
- Cornand, C et F Heinemann (2007) "Optimal degree of public information dissemination." *Economic Journal* **A paraître**.
- Correia-Nunes, J et L Stemitsiotis (1995) "Budget deficit and interest rates: Is there a link? International evidence." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **57** (4): 425-49.
- Coudert, V, S Avouyi-Dovi, M Boutillier et R Topol (1987) "Les fonctions de réaction des autorités monétaires allemandes, françaises et anglaises." *Observations et Diagnostics Economiques* **19**: 175-188.
- Cour-Thimann, P, R Pilegaard et L Stracca (2006) "The output gap and the real interest rate gap in the Euro Area, 1960-2003." *Journal of Policy Modeling* **28** 7: 775-90.
- Cox, JC, JE Ingersoll, Jr. et SA Ross (1985) "A theory of the term structure of interest rates." *Econometrica* **53** (2): 385-407.
- Creel, J (2002) "The European stability pact and feedback policy effects." *Journal of Economic Integration* **17** (3): 570-95.
- Creel, J, B Ducoudré, C Mathieu et H Sterdyniak (2005) "Doit-on oublier la politique budgétaire? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynesienne des finances publiques." *Revue de l'OFCE* **92**: 43-97.
- Creel, J, T Latreille et J Le Cacheux (2002) "Le Pacte de stabilité et les politiques budgétaires dans l'Union Européenne." *Revue de l'OFCE*: 245-97.
- Creel, J et H Sterdyniak (1995) "Les déficits publics en Europe: Causes, conséquences ou remèdes à la crise?" *Revue Economique* **46** (3): 645-55.

- Creel, J et H Sterdyniak (1999) "La politique monétaire sans monnaie." *Revue de l'OFCE* **70**: 111-153.
- Creel, J et H Sterdyniak (2002) "The fiscal theory of the price level and sluggish inflation: how important shall the wealth effect be?" *Document de travail*, Observatoire Français des Conjonctures Economiques (OFCE) 2002-01, jan.
- Cuaresma, JC, E Gnan et D Ritzberger-Gruenwald (2004) "Searching for the natural rate of interest : A Euro Area perspective." *Empirica* **31** (2-3): 185-204.
- Cukierman, A (1991) "Why Does the Fed Smooth Interest Rates?" in M. T. Belongia. Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System: 111-47.
- Cukierman, A et AH Meltzer (1986) "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information." *Econometrica* **54** (5): 1099-1128.
- Culbertson, JM (1957) "The term structure of interest rates." *The Quarterly Journal of Economics* **71** (4): 485-517.
- Cumby, R, E et M Obstfeld (1982) "International interest-rate and price-level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 921, Feb.
- Cumby, RE, J Huizinga et M Obstfeld (1983) "Two-step two-stage least squares estimation in models with rational expectations." *Journal of Econometrics* **21** (3): 333-55.
- Dahlquist, M et G Jonsson (1995) "The information in Swedish short-maturity forward rates." *European Economic Review* **39** (6): 1115-31.
- Danker, DJ, R Haas, D Henderson, S Symansky et R Tryon (1987) "Small empirical models of exchange market intervention: Applications to Germany, Japan, and Canada." *Journal of Policy Modeling* **9** (1): 143-73.
- Darby, MR (1975) "The financial and tax effects of monetary policy on interest rates." *Economic Inquiry* **13** (2): 266-76.
- De Boissieu, C (1976) *La Structure des Taux d'Intérêt* Economica: Paris.
- De Boissieu, C (1980) "Quelques éléments sur la formation des taux d'intérêt en France." *Économies et Sociétés* **14** (2-3-4): 401-437.
- Debonneuil, M et H Sterdyniak (1984) "La boucle prix-salaires dans l'inflation." *Revue Economique* **35** (2): 267-311.
- Demarolle, A et A Quinet (1996) *Économie des Taux d'Intérêt* Économie Presses Universitaires de France: Paris.
- Demiralp, S (2001) "Monetary policy in a changing world: rising role of expectations and the anticipation effect". *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2001-55.
- Desroches, B et M Francis (2007) "World Real Interest Rates: A Global Savings and Investment Perspective", Bank of Canada.
- Dewachter, H et M Lyrio (2006) "Macro factors and the term structure of interest rates." *Journal of Money, Credit & Banking* **38** (1): 119-140.
- Diebold, FX, GD Rudebusch et S Boragan Aruoba (2006) "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach." *Journal of Econometrics* **131** (1-2): 309-338.

- Dobson, SW, RC Sutch et DE Vanderford (1976) "An evaluation of alternative empirical models of the term structure of interest rates." *Journal of Finance* **31** (4): 1035-65.
- Doménech, R, M Ledo et D Taguas (2001) "A small forward-looking macroeconomic model for EMU". *BBVA working paper* 2/2001.
- Dornbusch, R (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy* **84** **6**: 1161-76.
- Dornbusch, R et S Fischer (1980) "Exchange rates and the current account." *American Economic Review* **70** (5): 960-71.
- Dupor, B, T Mizoev et T Conley (2004) "Does the Federal Reserve do what it says it expects to do?" *Working Paper*, Ohio State University.
- Edelberg, W et D Marshall (1996) "Monetary policy shocks and long-term interest rates." *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives* **20** (2): 2-17.
- Egebo, T et I Lienert (1988) "Modelling housing investment for seven major OECD countries". *OECD Economics Department Working Papers*. O. Publishing 63, Dec.
- Ehrmann, M et M Fratzscher (2007) "The timing of Central Bank communication." *European Journal of Political Economy* **23** **1**: 124-45.
- Eijffinger, SCW et PM Geraats (2006) "How Transparent Are Central Banks?" *European Journal of Political Economy* **22** **1**: 1-21.
- Ellingsen, T et U Söderström (2001) "Monetary policy and market interest rates." *American Economic Review* **91** (5): 1594-1607.
- Elmendorf, DW (1996) "The effect of interest-rate changes on household saving and consumption: a survey", Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.) 1996-17.
- Elmendorf, DW et NG Mankiw (1999) "Government Debt." in J. B. Taylor et M. Woodford. *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam, Elsevier Science. **1c**: 1615-69.
- Engen, EM et RG Hubbard (2004) "Federal government debt and interest rates". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 10681.
- Engle, RF, DM Lilien et RP Robins (1987) "Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M model." *Econometrica* **55** (2): 391-407.
- Engsted, T et C Tanggaard (1994) "Cointegration and the U.S. term structure." *Journal of Banking and Finance* **18** (1): 167-81.
- Estrella, A et JC Fuhrer (2002) "Dynamic inconsistencies: Counterfactual implications of a class of rational-expectations models." *American Economic Review* **92** (4): 1013-28.
- Evans, CL et D Marshall (2001) "Economic determinants of the nominal treasury yield curve", Federal Reserve Bank of Chicago WP-01-16.
- Evans, CL et DA Marshall (1998) "Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **49**: 53-111.
- Evans, MD (1998) Regime shifts, risk and the term structure SSRN.
- Evans, P (1985) "Do large deficits produce high interest rates?" *American Economic Review* **75** (1): 68-87.

- Evans, P (1987a) "Do budget deficits raise nominal interest rates? Evidence from six countries." *Journal of Monetary Economics* **20** (2): 281-300.
- Evans, P (1987b) "Interest rates and expected future budget deficits in the United States." *Journal of Political Economy* **95** (1): 34-58.
- Fama, EF et RR Bliss (1987) "The Information in long-maturity forward rates." *American Economic Review* **77** (4): 680-92.
- Faust, J et LEO Svensson (2002) "The equilibrium degree of transparency and control in monetary policy." *Journal of Money, Credit and Banking* **34** (2): 520-539.
- Favero, CA, F Giavazzi et L Spaventa (1997) "High yields: The spread on German interest rates." *Economic Journal* **107** (443): 956-85.
- Feldstein, M (1976) "Inflation, income taxes, and the rate of interest : A theoretical analysis." *The American Economic Review* **66** (5): 809-820.
- Feldstein, M (1982) "Government deficits and aggregate demand." *Journal of Monetary Economics* **9** (1): 1-20.
- Feldstein, M et C Horioka (1980) "Domestic saving and international capital flows." *Economic Journal* **90** (358): 314-29.
- Ferderer, JP (1993) "The impact of uncertainty on aggregate investment spending: An empirical analysis." *Journal of Money, Credit and Banking* **25** (1): 30-48.
- Fitoussi, J-P, D Jestaz, ES Phelps et G Zoega (2000) "Roots of the recent recoveries: Labor reforms or private sector forces?" *Brookings Papers on Economic Activity* **1**: 237-91.
- Ford, R et D Laxton (1999) "World public debt and real interest rates." *Oxford Review of Economic Policy* **15** (2): 77-94.
- Frankel, JA (1985) "Portfolio crowding-out, empirically estimated." *The Quarterly Journal of Economics* **100** (5): 1041-65.
- Frankel, JA (1991) "Quantifying international capital mobility in the 1980s". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 2856, Sep.
- Frey, L et G Moëc (2005) "Taux longs américains et interventions des banques centrales étrangères." *Bulletin de la Banque de France* **138**: 53-68.
- Friedman, BM (1978) "Crowding out or crowding in? Economic consequences of financing government deficits." *Brookings Papers on Economic Activity* **3**: 593-641.
- Friedman, M (1968) "The role of monetary policy." *The American Economic Review* **58** (1): 1-17.
- Froot, KA et RH Thaler (1990) "Anomalies: Foreign exchange." *Journal of Economic Perspectives* **4** (3): 179-92.
- Fuhrer, JC (1996) "Monetary policy shifts and long-term interest rates." *The Quarterly Journal of Economics* **111** (4): 1183-1209.
- Fuhrer, JC (2000) "Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models." *American Economic Review* **90** (3): 367-90.
- Fuhrer, JC et GR Moore (1995a) "Forward-looking behavior and the stability of a conventional monetary policy rule." *Journal of Money, Credit and Banking* **27** (4): 1060-1070.

- Fuhrer, JC et GR Moore (1995b) "Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output." *American Economic Review* **85** (1): 219-39.
- Fuhrer, JC et GD Rudebusch (2004) "Estimating the euler equation for output." *Journal of Monetary Economics* **51** (6): 1133-53.
- Gale, WG et PR Orszag (2004) "Budget deficits, national saving, and interest rates." *Brookings Papers on Economic Activity* **2**: 101-87.
- Gali, J et R Perotti (2003) "Fiscal policy and monetary integration in Europe". *Discussion Paper Series*, CEPR 3933.
- Garcia, S (2001) *Persistence des déficits publics et interactions avec la structure par terme des taux d'intérêt : Une contribution empirique*. Université de Paris I, Paris.
- Garfinkel, MR et S Oh (1995) "When and how much to talk credibility and flexibility in monetary policy with private information." *Journal of Monetary Economics* **35** (2): 341-357.
- Garnier, J et B-R Wilhelmsen (2005) "The natural real interest rate and the output gap in the euro area - a joint estimation". *Working Paper Series*, European Central Bank 546, November.
- Gaspar, V, G Perez-Quiros et J Sicilia (2001) "The ECB monetary policy strategy and the money market." *International Journal of Finance and Economics* **6** (4): 325-42.
- Geraats, PM (2002) "Central bank transparency." *Economic Journal* **112** (483): F532-65.
- Gerlach, S (2004) "Interest rate setting by the ECB: Words and deeds", C.E.P.R. Discussion Papers, Dec.
- Gerlach, S et F Smets (1997) "The term structure of Euro-rates: Some evidence in support of the expectations hypothesis." *Journal of International Money and Finance* **16** **2**: 305-21.
- Giammarioli, N et N Valla (2004) "The natural real interest rate and monetary policy: a review." *Journal of Policy Modeling* **26** (5): 641-660.
- Giannaros, D et B Kolluri (1989) "The impact of budget deficits on real interest rates: An international empirical investigation." *International Economic Journal* **3** (2): 17-25.
- Gocke, M (2002) "Various concepts of hysteresis applied in economics." *Journal of Economic Surveys* **16** (2): 167-88.
- Goodfriend, M (1986) "Monetary mystique: Secrecy and central banking." *Journal of Monetary Economics* **17** (1): 63-92.
- Goodfriend, M (1987) "Interest rate smoothing and price level trend-stationarity." *Journal of Monetary Economics* **19** (3): 335-48.
- Goodfriend, M (1998) "Using the term structure of interest rates for monetary policy." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* **84** (3): 13-30.
- Goodhart, C (1999) "Central Bankers and Uncertainty." *Bank of England Quarterly Bulletin* **39** (1).
- Goodhart, CAE (2001) "Monetary transmission lags and the formulation of the policy decision on interest rates." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **83** (4): 165-81.
- Gordon, MJ et E Shapiro (1956) "Capital equipment analysis : The required rate of profit." *Management Science* **3** (1): 102-110.

- Gordon, RJ (1981) "Output fluctuations and gradual price adjustment." *Journal of Economic Literature* **19** (2): 493-530.
- Greenspan, A (2005a) "Remarks by Chairman Alan Greenspan." Central Bank Panel Discussion, International Monetary Conference. Beijing, République Populaire de Chine. 6 Juin.
- Greenspan, A (2005b) "Testimony of Chairman Alan Greenspan". *Federal Reserve Board's semiannual Monetary Policy Report to the Congress*, 16 Février et 21 Juillet.
- Gregory, AW et DG Watt (1995) "Sources of variation in international real interest rates." *The Canadian Journal of Economics* **28**: S120-S140.
- Gurkaynak, RS, B Sack et ET Swanson (2005) "Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements." *International Journal of Central Banking* **1** (1): 55-93.
- Hamilton, JD (1988) "Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates." *Journal of Economic Dynamics and Control* **12** (2/3): 385-423.
- Hardouvelis, GA (1994) "The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: Is there a puzzle?" *Journal of Monetary Economics* **33** 2: 255-83.
- Heinemann, F et K Ullrich (2005) "Does it pay to watch Central Bankers lips? The information content of ECB wording". *Discussion Papers, ZEW / Center for European Economic Research* 05-70.
- Helbling, T et R Wescott (1995) "The global real interest rate". *Staff Studies for the World Economic Outlook*. Washington DC, FMI.
- Hendershott, PH (1991) "An altered U.S. housing finance system: Implications for housing". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 3770.
- Hicks, JR (1937) "Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation." *Econometrica* **5** (2): 147-159.
- Hicks, JR (1939) *Value and Capital* C. Press. Oxford.
- Hicks, JR (1956) *Valeur et Capital* Dunod. Paris. Traduit par: C. Mac Millan et C. Ménage.
- Hoelscher, G (1986) "New evidence on deficits and interest rates." *Journal of Money, Credit and Banking* **18** (1): 1-17.
- Howe, H et C Pigott (1991) "Determinants of long-term interest rates: An empirical study of several industrial countries." *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* **16** (4): 12-28.
- Howrey, EP et SH Hymans (1978) "The measurement and determination of Loanable-Funds saving." *Brookings Papers on Economic Activity* **1978** (3): 655-685.
- Hurn, AS, T Moody et VA Muscatelli (1995) "The term structure of interest rates in the London Interbank Market." *Oxford Economic Papers* **47** (3): 419-36.
- Iankova Ross, E, E Lefeuvre et J Teiletche (2004) "Un modèle de détermination économique des taux d'intérêt". *Flash*, CDC-Ixis, Avril.
- Ito, T (2002) "Interest rates comovement between Japan and USA - Considering the difference of economic cycles -", Japan Society of Monetary Economics.

- Jansen, DW et RP Kishan (1996) "An evaluation of Federal Reserve forecasting." *Journal of Macroeconomics* **18** (1): 89-109.
- Jardet, C (2006) "Term structure anomalies: Term premium or peso problem?" *Notes d'Etudes et de Recherches*. Paris, Banque de France 146.
- Jensen, H (2002) "Optimal degrees of transparency in monetary policymaking." *Scandinavian Journal of Economics* **104** (3): 399-422.
- Joly, H, C Prigent et N Sobczak (1996) "Le taux de change réel d'équilibre. Une introduction." *Economie et Prévision* **123-124**: 1-21.
- Jondeau, E et R Ricart (1998) "La théorie des anticipations de la structure par terme : Test à partir des titres publics français." *Annales d'Economie et de Statistique* **52**: 1-22.
- Jondeau, E et R Ricart (1999) "The expectations hypothesis of the term structure: Tests on US, German, French, and UK euro-rates." *Journal of International Money and Finance* **18** (5): 725-50.
- Joutz, F et HO Stekler (2000) "An evaluation of the predictions of the Federal Reserve." *International Journal of Forecasting* **16** (1): 17-38.
- Karamouzis, N et R Lombra (1989) "Federal Reserve policymaking: an overview and analysis of the policy process." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **30**: 7-62.
- Kasman, B et C Pigott (1988) "Interest rate divergences among the major industrial nations." *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* **13** (3): 28-44.
- Keynes, JM (1936) *Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie*.
- Keynes, JM (1937a) "Alternative theories of the rate of interest." *The Economic Journal* **47** (186): 241-252.
- Keynes, JM (1937b) "The "Ex-Ante" theory of the rate of interest." *The Economic Journal* **47** (188): 663-669.
- Kim, DH et JH Wright (2005) "An arbitrage-free three-factor term structure model and the recent behavior of long-term yields and distant-horizon forward rates". *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2005-33.
- King, M (1997) "Changes in UK monetary policy: Rules and discretion in practice." *Journal of Monetary Economics* **39** (1): 81-97.
- Kliesen, KL et FA Schmid (2004) "Do productivity growth, budget deficits, and monetary policy actions affect real interest rates? evidence from macroeconomic announcement data". *Working Paper Series*, Federal Reserve Bank of St. Louis 2004-019, Sep.
- Kohn, D, L et B Sack (2003) "Central bank talk: does it matter and why?" *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2003-55.
- Kozicki, S et PA Tinsley (2002) "Dynamic specifications in optimizing trend-deviation macro models." *Journal of Economic Dynamics and Control* **26** (9-10): 1585-1611.
- Krueger, JT et KN Kuttner (1996) "The Fed Funds Futures rate as a predictor of Federal Reserve policy." *Journal of Futures Markets* **16** (8): 865-79.
- Krugman, PR et RE Baldwin (1987) "The persistence of the U.S. trade deficit." *Brookings Papers on Economic Activity* **1**: 1-43.

- Kuttner, KN (2001) "Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed Funds futures market." *Journal of Monetary Economics* **47** (3): 523-44.
- Kydland, FE et EC Prescott (1977) "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans." *The Journal of Political Economy* **85** (3): 473-91.
- Lamla, M et SM Rupperecht (2006) "The Impact of ECB Communication on Financial Market Expectations". *Working Papers*. Zurich, KOF Swiss Economic Institute 06-135.
- Lange, J, B Sack et W Whitesell (2003) "Anticipations of monetary policy in financial markets." *Journal of Money, Credit and Banking* **35** (6): 889-909.
- Lapp, JS et DK Pearce (2000) "Does a bias in FOMC policy directives help predict intermeeting policy changes?" *Journal of Money, Credit and Banking* **32** (3): 435-41.
- Laubach, T (2003) "New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt". *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 2003-12.
- Laubach, T (2004) "The effects of budget deficits on interest rates: A review of empirical results." *6th Banca d'Italia Workshop on Public Finance*. Perugia.
- Laubach, T et JC Williams (2003) "Measuring the natural rate of interest." *Review of Economics and Statistics* **85** (4): 1063-70.
- Layard, R, S Nickell et R Jackman (2005) *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market* Oxford University Press: Oxford.
- Levieuge, G (2003) *Les banques centrales doivent-elles réagir aux mouvements des prix d'actifs ?* Université d'Orléans, Thèse de Doctorat.
- Levin, A, V Wieland et JC Williams (1998) "Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty". *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System 1998-45, Nov.
- Lewis, KK (1998) "International home bias in international finance and business cycles". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 6351, Jan.
- Linde, J (2001) "Fiscal policy and interest rates in a small open economy." *Finnish Economic Papers* **14** (2): 65-83.
- Litterman, RB et LM Weiss (1985) "Money, real interest rates, and output : A reinterpretation of postwar US data." *Econometrica* **53** (1): 129-56.
- Lutz, FA (1940) "The structure of interest rates." *The Quarterly Journal of Economics* **55** (1): 36-63.
- Malkiel, BG (1962) "Expectations, bond prices, and the term structure of interest rates." *The Quarterly Journal of Economics* **76** (2): 197-218.
- Mankiw, NG (2004) *Principes de l'Économie* Economica. Paris.
- Mankiw, NG et LH Summers (1984) "Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates?" *Brookings Papers on Economic Activity* **1**: 223-42.
- Marini, G et F van der Ploeg (1988) "Monetary and fiscal policy in an optimising model with capital accumulation and finite lives." *The Economic Journal* **98** (392): 772-786.
- McCallum, BT et E Nelson (1999) "An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis." *Journal of Money, Credit and Banking* **31** (3): 296-316.

- McCarthy, J et RW Peach (2002) "Monetary policy transmission to residential investment." *Economic Policy Review* (May): 139-158.
- Mehra, YP (1992) "Deficits and long-term interest rates: an empirical note". *Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper* 92-2, juillet.
- Mehra, YP (1996) "Monetary policy and long-term interest rates." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* **82** (3): 27-49.
- Mehra, YP (2006) "Inflation uncertainty and the recent low level of the long bond rate." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* **92** (3): 225-53.
- Merton, RC (1974) "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates." *The Journal of Finance* **29** (2): 449-470.
- Miller, SM et FS Russek (1996) "Do Federal deficits affect interest rates? Evidence from three econometric methods." *Journal of Macroeconomics* **18** (3): 403-28.
- Mishkin, FS (1984) "The real interest rate: A multi-country empirical study." *Canadian Journal of Economics* **17** (2): 283-311.
- Mishkin, FS (1995) "Symposium on the monetary transmission mechanism." *Journal of Economic Perspectives* **9** (4): 3-10.
- Mishkin, FS (2004) "Can Central Bank transparency go too far?" *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 10829, Oct.
- Modigliani, F et RJ Shiller (1973) "Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates." *Economica, N.S.* **40** (157): 12-43.
- Modigliani, F et R Sutch (1966) "Innovations in interest rate policy." *The American Economic Review* **56** (1/2): 178-197.
- Morris, S et HS Shin (2002) "Social value of public information." *American Economic Review* **92** (5): 1521-34.
- Mundell, R (1963) "Inflation and real interest." *The Journal of Political Economy* **71** (3): 280-283.
- Musard-Gies, M (2005) "Do ECB's statements steer short-term and long-term interest rates in the euro zone?" Money Macro and Finance Research Group, Sep.
- Nelson, E (2001) "UK Monetary Policy 1972-97: A Guide Using Taylor Rules." C.E.P.R. Discussion Papers.
- Nickell, S (1998) "Unemployment: Questions and some answers." *Economic Journal* **108** (448): 802-16.
- O'Donovan, B, A Orr et D Rae (1996) "A world interest rate model". *Economics Division Financial Research Paper*, National Bank of New Zealand.
- Ohlin, B, DH Robertson et RG Hawtrey (1937) "Alternative theories of the rate of interest: Three rejoinders." *The Economic Journal* **47** (187): 423-443.
- Oliner, S, G Rudebusch et D Sichel (1995) "New and old models of business investment: A comparison of forecasting performance." *Journal of Money, Credit and Banking* **27** (3): 806-826.

- Oliner, SD, GD Rudebusch et D Sichel (1996) "The Lucas critique revisited assessing the stability of empirical Euler equations for investment." *Journal of Econometrics* **70** (1): 291-316.
- Orphanides, A et JC Williams (2002) "Robust monetary policy rules with unknown natural rates." *Brookings Papers on Economic Activity* **2002** (2): 63-118.
- Orr, A, M Edey et M Kennedy (1995) "Real long-term interest rates: The evidence form pooled-time-series." *OECD Economic Studies* **25**: 75-107.
- Oudiz, G et J Sachs (1984) "Macroeconomic policy coordination among the industrial economies." *Brookings Papers on Economic Activity* **1**: 1-64.
- Passet, O, C Riffart et H Sterdyniak (1997) "Ralentissement de la croissance potentielle et hausse du chômage." *Revue de l'OFCE* **60**: 108-145.
- Peek, J, ES Rosengren et GMB Tootell (1999) "Is bank supervision central to Central Banking?" *The Quarterly Journal of Economics* **114** (2): 629-653.
- Perez-Quiros, G et J Sicilia (2002) "Is the European Central Bank (and the United States Federal Reserve) predictable?" *Working Paper Series*, European Central Bank 192.
- Phelps, ES (1967) "Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time." *Economica* **34** (135): 254-281.
- Phelps, ES (1968) "Money-wage dynamics and labor-market equilibrium." *The Journal of Political Economy* **76** (4): 678-711.
- Piazzesi, M (2002) "Affine term structure models." in Y. Aït-Sahalia et L. P. Hansen. *Handbook of Financial Econometrics*. Amsterdam: North Holland, forthcoming..
- Piazzesi, M et ET Swanson (2006) "Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy".
- Pigott, C (1993) "International interest rate convergence: A survey of the issues and evidence." *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* **18** (4): 24-37.
- Plosser, CI (1987) "Fiscal policy and the term structure." *Journal of Monetary Economics* **20** (2): 343-67.
- Pluyaud, B (2006) "Faut-il avoir peur de la faiblesse des taux longs obligataires ?" *Note de conjoncture*, INSEE: 31-45, Mars.
- Pollin, J-P (2005) "Théorie de la politique monétaire: Esquisses d'une refondation." *Revue Economique* **56** (3): 507-39.
- Poole, W (2005) "Understanding the term structure of interest rates." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **87** **5**: 589-95.
- Poole, W et RH Rasche (2003) "The impact of changes in FOMC disclosure practices on the transparency of monetary policy: Are markets and the FOMC better 'synched'?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **85** **1**: 1-9.
- Prat, G (1992) "Anticipations, prime de terme et maturité du titre long: Que nous enseignent les données séculaires sur la structure des taux d'intérêt? Etats-Unis: 1873 à 1975." *Revue Economique* **43** (6): 1037-69.

- Prat, G et R Uctum (2006) "Anticipations, prime de risque et structure par terme des taux d'intérêt : une analyse des comportements d'experts". *EconomiX Working Papers*, University of Nanterre, EconomiX 2006-11.
- Quigley, MR et S Porter-Hudak (1994) "A new approach in analyzing the effect of deficit announcements on interest rates." *Journal of Money, Credit, and Banking* **26** (4): 894-902.
- Ramsey, FP (1928) "A mathematical theory of saving." *The Economic Journal* **38** (152): 543-559.
- Raynaud, E (2001) "Fonctions de réaction des Banques centrales : Etats-Unis, Allemagne, Royaume-uni, Japon". *Document de Travail*, OFCE 2001-01.
- Reinhart, V et B Sack (2000) "The economic consequences of disappearing government debt." *Brookings Papers on Economic Activity* **2**: 163-209.
- Roley, VV et GH Sellon, Jr. (1995) "Monetary policy actions and long-term interest rates." *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* **80** (4): 73-89.
- Romer, CD et DH Romer (2000) "Federal reserve information and the behavior of interest rates." *The American Economic Review* **90** (3): 429-457.
- Rosa, C et G Verga (2007) "On the consistency and effectiveness of Central Bank communication: Evidence from the ECB." *European Journal of Political Economy* **23** **1**: 146-75.
- Ross, K (2002) "Market predictability of ECB monetary policy decisions: A comparative examination". *IMF Working Paper*, International Monetary Fund 233.
- Rossi, B (2007) "Expectations hypotheses tests at Long Horizons." *The Econometrics Journal* **10** (3): 554-579.
- Rudebusch, GD (2001) "Is the Fed too timid? Monetary policy in an uncertain world." *The Review of Economics and Statistics* **83** (2): 203-217.
- Rudebusch, GD (2002a) "Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty." *Economic Journal* **112** (479): 402-32.
- Rudebusch, GD (2002b) "Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia." *Journal of Monetary Economics* **49** (6): 1161-1187.
- Rudebusch, GD, ET Swanson et T Wu (2006) "The bond yield 'conundrum' from a macro-finance perspective." *Monetary and Economic Studies* **24** **S1**: 83-109.
- Rudebusch, GD et JC Williams (2006) "Revealing the secrets of the temple: The value of publishing central bank interest rate projections", Federal Reserve Bank of San Francisco 2006-31.
- Sachs, J et C Wyplosz (1984) "Real exchange rate effects of fiscal policy". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 1255, Jan.
- Sack, B (1998) "Uncertainty, learning, and gradual monetary policy", Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Sack, B (2000) "Does the Fed act gradually? A VAR analysis." *Journal of Monetary Economics* **46** (1): 229-256.
- Sargent, TJ (1969) "Commodity price expectations and the interest rate." *The Quarterly Journal of Economics* **83** (1): 127-140.

Serres, Ad et F Pelgrin (2002) "The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants?" OECD Economics Department 344, Dec.

Shiller, RJ (1979) "The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure." *The Journal of Political Economy* **87** (6): 1190-1219.

Shiller, RJ, JY Campbell et KL Schoenholtz (1983) "Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates." *Brookings Papers on Economic Activity* **1**: 173-217.

Sidrauski, M (1967) "Rational choice and patterns of growth in a monetary economy." *The American Economic Review* **57** (2): 534-544.

Sims, CA (1980) "Comparison of interwar and postwar business cycles : Monetarism reconsidered." *American Economic Review* **70** (2): 250-57.

Sims, CA (2002) "The role of models and probabilities in the monetary policy process." *Brookings Papers on Economic Activity* **2002** (2): 1-40.

Skinner, T et J Zettelmeyer (1995) "Long rates and monetary policy: Is Europe different?" in J. Zettelmeyer. Essays on monetary policy. Ph.D. dissertation, Massachusetts Institute of Technology.

Smets, F et R Wouters (2003) "An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the euro area." *Journal of the European Economic Association* **1** (5): 1123-1175.

Söderlind, P (1999) "Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy." *European Economic Review* **43** (4-6): 813-23.

Solnik, B, C Boucrelle et Y Le Fur (1996) "International market correlation and volatility." *Financial Analysts Journal* **52** (5): 17-34.

Stein, JC (1989) "Cheap talk and the Fed: A theory of imprecise policy announcements." *The American Economic Review* **79** (1): 32-42.

Stein, JL et P Allen (1995) *Fundamental determinants of exchange rates* Oxford University Press.

Sterdyniak, H (1987) "Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986." *Observations et Diagnostics Economiques* **21**: 191-210.

Sterdyniak, H et P Villa (1977) "Du côté de l'offre de monnaie." *Annales de l'INSEE* **25** (janvier-mars): 3-62.

Stiglitz, JE et A Weiss (1981) "Credit rationing in markets with imperfect information." *The American Economic Review* **71** (3): 393-410.

Sultan, J (2005) "Information content of the Fed Funds rates." *Journal of Futures Markets* **25** (8): 753-74.

Svensson, LEO (2006a) "The instrument-rate projection under inflation targeting : The Norwegian example". *CEPS working papers* 127.

Svensson, LEO (2006b) "Social value of public information: Comment: Morris and Shin (2002) is actually pro-transparency, not con." *American Economic Review* **96** (1): 448-52.

Swanson, ET (2006) "Have increases in Federal Reserve transparency improved private sector interest rate forecasts ?" *Journal of Money, Credit and Banking* **38** (3): 791-819.

- Taylor, JB (1993) "Discretion versus policy rules in practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **39**: 195-214.
- Taylor, JB (1995) "The monetary transmission mechanism: An empirical framework." *Journal of Economic Perspectives* **9** (4): 11-26.
- Taylor, MP (1987) "Covered interest parity: A high-frequency, high-quality data study." *Economica* **54** (216): 429-38.
- Tesar, LL et IM Werner (1994) "International equity transactions and U.S. portfolio choice". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 4611, Jan.
- Throop, AW (1994) "International financial market integration and linkages of national interest rates." *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* **3**: 3-18.
- Tobin, J (1958) "Liquidity preference as behavior towards risk." *The Review of Economic Studies* **25** (2): 65-86.
- Tobin, J (1965) "Money and economic growth." *Econometrica* **33** (4): 671-684.
- Tobin, J et WH Buiter (1974) "Long run effects of fiscal and monetary policy on aggregate demand". *Cowles Foundation Paper* 437a.
- Turnovsky, SJ (1986) "Short-term and long-term interest rates in a monetary model of a small open economy." *Journal of International Economics* **20** (3/4): 291-311.
- Turnovsky, SJ (1989) "The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy." *Journal of Money, Credit and Banking* **21** (3): 321-47.
- Turnovsky, SJ et MH Miller (1984) "The effects of government expenditure on the term structure of interest rates." *Journal of Money, Credit and Banking* **16** (1): 16-33.
- Villieu, P (2000) *Macroéconomie, l'Investissement Repères*: Paris.
- Wachtel, P et J Young (1987) "Deficit announcements and interest rates." *American Economic Review* **77** (5): 1007-12.
- Walsh, CE (2007) "Optimal economic transparency." *International Journal of Central Banking* **3** (1): 5-36.
- Warnock, FE et VC Warnock (2006) "International capital flows and U.S. interest rates". *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research 12560, Oct.
- Wicksell, K (1898) *Interest and Prices* MacMillan: Londres, 1936.
- Wilhelmsen, B-R et A Zaghini (2005) "Monetary policy predictability in the euro area: an international comparison". *ECB Working Paper Series*, European Central Bank: 32 pages 504, Jul.
- Williamson, J (1985) *The exchange rate system* Institute for International Economics: Washington D.C.
- Wu, T (2005a) "Estimating the "neutral" real interest rate in real time " *FRBSF Economic Letter* **27**.
- Wu, T (2005b) "The long-term interest rate conundrum : Not unraveled yet ?" *FRBSB Economic Letter* **2005** (8).
- Wu, T (2006) "Macro factors and the affine term structure of interest rates." *Journal of Money, Credit & Banking* **38** (7): 1847-1875.





# Table des matières

Sommaire .....	5
Résumé.....	7
Introduction générale.....	9
i. Taux court, taux long et politique économique.....	10
i.1. La communication des Banques centrales aux marchés .....	11
i.2. La coordination des autorités monétaires et budgétaires .....	12
i.3. La globalisation des marchés financiers.....	12
ii. Organisation de la thèse .....	13
1. Détermination de la structure par terme des taux d'intérêt et politique économique.....	17
Introduction .....	19
1.1. Les théories des taux d'intérêt et de la prime de risque .....	20
1.1.1. Les théories macroéconomiques des taux d'intérêt.....	21
1.1.1.1. Les théories réelles de l'intérêt.....	21
1.1.1.2. La théorie des fonds prêtables .....	25
1.1.1.3. Le modèle IS/LM .....	26
1.1.1.4. La distinction taux court / taux long et la théorie des anticipations.....	27
1.1.2. La prime de risque.....	30
1.1.2.1. Les théories de la structure par terme des taux d'intérêt et le comportement face au risque.....	31
1.1.2.2. L'incertitude portant sur la politique économique future.....	35
1.1.3. La formation des anticipations .....	37
1.1.3.1. Les différents schémas d'anticipations .....	37
1.1.3.2. Le poids du long terme dans les anticipations.....	38
1.2. Les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt.....	39
1.2.1. L'éviction par les taux d'intérêt .....	40
1.2.1.1. La sensibilité de la demande privée au taux d'intérêt .....	40
1.2.1.2. Les différents effets d'éviction.....	44
1.2.2. Eviction, politique monétaire et politique budgétaire. ....	46
1.2.2.1. Politique budgétaire pro ou contracyclique.....	46
1.2.2.2. Conflits d'objectif .....	47
1.2.2.3. Taux de long terme, anticipations et éviction .....	50
1.2.2.4. Endettement des entreprises, patrimoine désiré et taux d'intérêt.....	58
Annexe 1.A. Taux court futur et variance des chocs.....	60
2. Communication et anticipations de la politique monétaire future .....	61
Introduction .....	63
2.1. De l'imprécision de la communication de la Banque centrale sur sa politique future..	64
2.1.1. Le gradualisme de la politique monétaire .....	65
2.1.2. L'imprécision des annonces portant sur l'orientation future de la politique monétaire .....	68
2.1.2.1. La politique socialement inacceptable .....	69
2.1.2.2. Incertitude sur les effets de la politique monétaire et les chocs .....	69
2.1.2.3. Inconditionnalité des annonces .....	70
2.1.2.4. Précision de l'information et surréaction aux annonces.....	71

2.1.3. De la précision des annonces de la Banque centrale .....	73
2.1.3.1. Le modèle .....	74
2.1.3.2. Solution pour $n = 1$ .....	75
2.1.3.3. Analyse .....	76
2.1.3.4. Solution pour $n = 2$ .....	78
2.2. Les effets de la politique monétaire sur les anticipations.....	79
2.2.1. Effet des surprises sur la structure par terme des taux .....	80
2.2.2. L'effet de la communication de l'orientation future sur les anticipations .....	84
2.2.2.1. Indicateurs d'annonces de politique monétaire future .....	85
2.2.2.2. Mesure de l'effet de la communication sur les anticipations .....	87
Conclusion.....	91
Annexe 2.A. L'effet des surprises sur les futurs de taux sur Fonds Fédéraux US ; Kuttner (2001). .....	92
Annexe 2.B. Les annonces de la BCE.....	93
Annexe 2.C. Langage forward-looking dans les Communiqué de presse du FOMC .....	96
Annexe 2.D. Estimations Zone Euro – Comparaison avec Lamla et Rupprecht (2006).....	98
3. Politique budgétaire et taux d'intérêt .....	99
Introduction .....	101
3.1. Les variables de politique budgétaire.....	102
3.1.1. Le déficit public .....	102
3.1.2. La dette publique .....	106
3.2. Les travaux empiriques .....	109
3.2.1. La théorie des fonds prêtables.....	109
3.2.2. La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. ....	112
3.2.3. Le modèle IS/LM .....	113
3.2.4. Le modèle de croissance néoclassique.....	114
3.2.5. La distinction des effets de court et de long terme.....	114
3.3. Estimations économétriques de l'effet des finances publiques .....	115
3.3.1. Politique monétaire et politique budgétaire .....	115
3.3.2. Le taux d'intérêt réel de long terme .....	116
3.3.3. Taux long, politique monétaire et inflation anticipée .....	118
3.3.4. Prolongements .....	123
3.3.4.1. Prise en compte de la dette privée .....	123
3.3.4.2. Taux long public et taux long privé .....	126
Annexe 3.A. Description des données .....	128
Annexe 3.B. Les travaux de Correia Nunes et Stemitsiotis (1995).....	130
Annexe 3.C. Récapitulatif des travaux sur les liens politique budgétaire / taux d'intérêt .	132
4. Peut-on expliquer le bas niveau des taux longs US ?.....	139
Introduction .....	141
4.1. La fonction de réaction de la Réserve Fédérale .....	143
4.1.1. L'inflation.....	144
4.1.2. L'indicateur d'activité économique .....	145
4.1.3. Estimation d'une fonction de réaction.....	146
4.1.4. Une réaction aux prix des actifs financiers ?.....	150
4.2. La détermination des taux longs.....	151
4.2.1. La mesure du Conundrum .....	153
4.2.2. Estimation multivariée .....	158
4.2.2.1. Estimation simultanée .....	158
4.2.2.2. Estimation d'un VECM.....	159

4.2.2.3. Simulations.....	161
4.3. Le Mystère des 75 points de base manquants .....	163
4.3.1. Une anticipation de hausse future du taux court par le marché ?.....	164
4.3.2. Une baisse du taux d'intérêt réel neutre ? .....	165
4.3.3. L'hypothèse du Global saving glut .....	166
4.4. L'accumulation d'obligations du Trésor américain .....	170
4.4.1. L'évolution de la dette Fédérale depuis 2004 .....	172
4.4.2. Les travaux économétriques.....	177
4.4.3. L'effet sur le taux long de l'accumulation de titres longs par l'étranger .....	178
Conclusion.....	182
Annexe 4.A. Estimations par les doubles moindres carrés en deux étapes.....	183
Annexe 4.B. Taux des fonds fédéraux et <i>output gap</i> .....	186
Annexe 4.C. MCE et anticipations – Comparaisons.....	188
Annexe 4.D. Prolongements du point 4.2.1 .....	189
Annexe 4.E. Effet du montant en valeur des émissions de titres longs.....	192
Annexe 4.F. Description des données .....	193
5. Politiques économiques cohérentes, taux d'intérêt et taux de change d'équilibre.....	195
Introduction .....	197
5.1. Politiques économiques, taux long et TCR d'équilibre.....	198
5.1.1. Politiques économiques et taux de change réel d'équilibre (TCRE).....	198
5.1.1.1. TCRE et équilibre interne .....	198
5.1.1.2. TCRE et équilibre externe.....	199
5.1.1.3. TCRE et politiques économiques .....	200
5.1.2. Les taux longs en économie ouverte .....	202
5.2. Taux long, TCRE et politiques économiques : un modèle.....	205
5.2.1. Caractéristiques du modèle : .....	205
5.2.2. La politique économique :.....	206
5.2.3. Le modèle .....	207
5.2.4. Long terme du modèle.....	209
5.3. Simulations.....	211
5.3.1. Scénario central .....	211
5.3.2. Variantes.....	214
5.3.3. Retour sur la boucle prix-salaires .....	215
Conclusion.....	217
Annexe 5.A. Résolution de modèles linéaires à anticipations rationnelles et politique économique cohérente temporellement.....	218
Annexe 5.B. Un modèle de portefeuille en économie ouverte.....	221
Conclusion générale .....	227
Bibliographie .....	231
Table des matières .....	251