



Document de travail

POLITIQUE MONÉTAIRE, INERTIE DES TAUX LONGS AMÉRICAINS ET CHOIX DE PORTEFEUILLE

N° 2006-09

Mai 2006

Bruno DUCOUDRE
Doctorant à l'OFCE

Politique monétaire, inertie des taux longs américains et choix de portefeuille

Bruno Ducoudré*

Avril 2006

Résumé

Les taux longs américains ont évolué entre 4 et 4,5% aux Etats-Unis entre le troisième trimestre 2004 et le troisième trimestre 2005, alors que, dès juillet 2004, la Réserve Fédérale entamait une période de hausse du taux des fonds fédéraux. Ce dernier passait de 1% en juin 2004 à 4,75% en mars 2006. Le taux long a donc été souvent jugé trop bas. Nous étudions dans un premier temps le comportement de la Réserve Fédérale, puis nous cherchons à mesurer l'effet de la politique monétaire sur le taux long américain. Des simulations dynamiques sont entreprises pour mesurer si sa relative inertie est anormale compte tenu de l'évolution des anticipations de taux court et d'inflation par les agents. Ces simulations montrent que le taux long serait inférieur de 0,6 à 0,9 point à son niveau prédit par les simulations. Pour expliquer ce phénomène, nous revenons sur les différentes hypothèses qui ont été évoquées : baisse du taux long neutre, *Global Saving Glut*, hausse de la demande de titres longs par les fonds de pension ainsi que par l'étranger, notamment les banques centrales asiatiques. Cette dernière hypothèse permet d'expliquer une grande part de l'écart entre le taux long observé et les simulations.

Mots clés : politique monétaire, structure par terme des taux d'intérêt, choix de portefeuille, anticipations

Code JEL : E43, E44, E47.

* Doctorant au département Économie de la Mondialisation – OFCE. Je remercie Henri Sterdyniak, pour ses conseils. Je reste seul responsable des omissions et erreurs éventuelles.

Email : [Bruno.ducoudre@ofce.sciences-po.fr](mailto: Bruno.ducoudre@ofce.sciences-po.fr)

OFCE, 69 quai d'Orsay, 75340 Paris Cedex 07 – <http://www.ofce.sciences-po.fr>

Les taux longs américains ont évolué entre 4 et 4,5% aux Etats-Unis entre le troisième trimestre 2004 et le troisième trimestre 2005. Pourtant, dès juillet 2004, la Réserve Fédérale entamait une période de hausse du taux des fonds fédéraux. Cette dernière considère alors 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. Celui-ci passe de 1% en juin 2004 à 4,75% en mars 2006. Dans le même temps, le taux long n'a pratiquement pas augmenté (cf. Graphique 1). A la suite des discours de A. Greenspan au Congrès, les 16 février et 21 juillet 2004, pointant le faible niveau des taux longs relativement aux taux courts, 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.

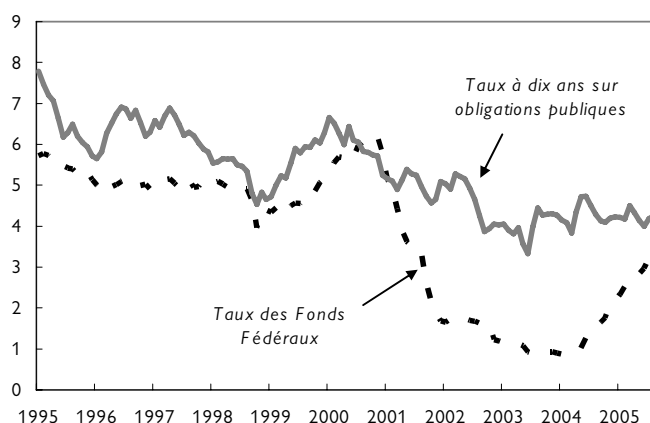
Juger du niveau plus ou moins élevé du taux long nécessite un modèle de formation du taux long. Selon la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt, le taux long est la somme des taux courts futurs anticipés, à une prime près. Dans une première partie, nous cherchons donc à modéliser 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'aurait pas réagit directement à l'évolution du niveau du prix des actifs financiers.

Dans une deuxième partie, nous cherchons à rendre compte économétriquement de l'impact de la politique monétaire sur le taux long. Dans un premier temps, nous estimons une équation de taux long, en nous basant sur la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. Puis nous estimons 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 court anticipés cohérentes avec les fonctions de réaction estimées. Des simulations dynamiques sont entreprises à partir de l'équation de taux long seule, puis de l'ensemble du système d'équation. Ces simulations doivent nous permettre de mesurer si la relative inertie du taux long public américain est anormale 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.

Plusieurs explications ont été suggérées. Les marchés auraient anticipé dès la fin 2001 une remontée prochaine du taux court ; Il existerait un déséquilibre entre épargne et investissement mondiaux ; l'accumulation de titres libellés en dollars par les banques centrales asiatiques faciliterait le financement du déficit extérieur, ce qui retarderait la hausse des taux longs américains ; le taux d'intérêt réel neutre serait plus faible ; le durcissement de la politique monétaire était déjà anticipé avant que la Réserve Fédérale ne le débute. Dans une troisième partie, nous revenons sur plusieurs de ces explications. 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. La quatrième partie est consacrée à l'étude de l'effet d'une hausse de la demande

de titres longs par les fonds de pension américains et par l'étranger, notamment les banques centrales asiatiques. L'évolution de la demande de titres longs par les fonds de pension n'est pas quantifiable, les données n'étant pas disponibles. Les différentes sources de données sur la dette publique américaine permettent cependant de ventiler la dette publique 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 demande de titres longs par l'étranger permet alors d'expliquer une part importante de l'écart entre le taux long observé et les simulations.

Graphique 1. Taux court et taux long américains



Source : Réserve Fédérale.

La fonction de réaction de la Réserve Fédérale

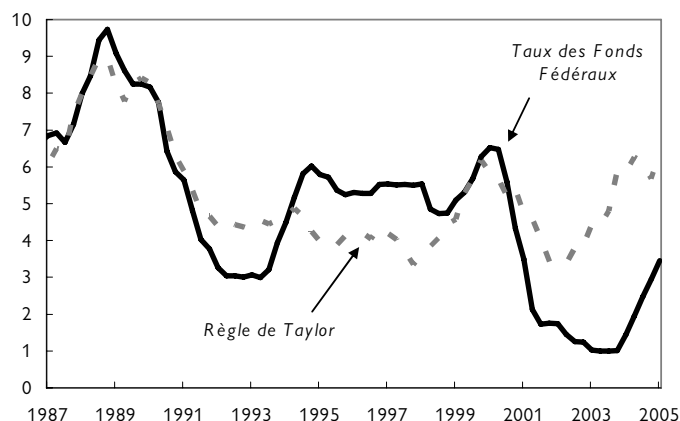
Comparons le taux des Fonds Fédéraux avec une règle de Taylor simple¹. L'économie américaine a connu deux grandes phases de baisse du taux court, à partir de 1989 jusqu'au début de 1994, puis de la fin de l'année 2000 à mi-2004. La première période est marquée par la crise des Caisses d'Épargne, qui 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 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 qui est sous-estimée par la règle de Taylor. Une raison de cette sous-estimation peut provenir de

¹ Celle-ci est définie comme $i = 2 + 1,5\pi + 0,5\tilde{y}$. π 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.

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.

Graphique 2. Taux des Fonds Fédéraux et règles 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 π_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 ² (Raynaud, 2001) :

$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} \quad (1)$$

L'équation (1) est estimée sur données trimestrielles à partir du troisième trimestre de 1987, qui correspond à l'arrivée de A. 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.

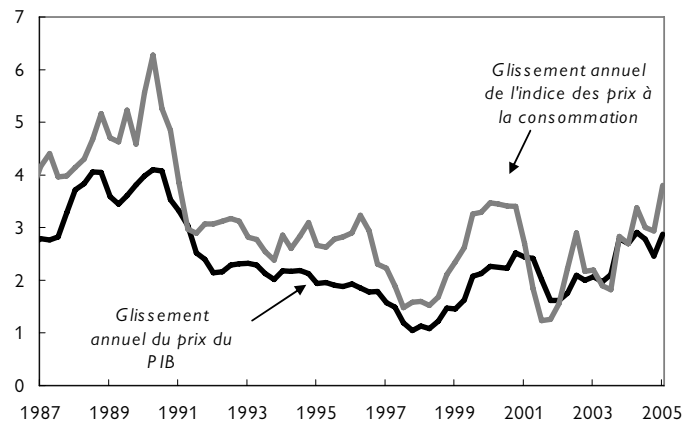
L'inflation

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 3) lorsque l'économie est touchée par des

² $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ mesure la variation de la variable x entre la période $t-1$ et la période t .

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.

Graphique 3. Taux d'inflation



Sources : Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

L'indicateur d'activité économique

Concernant l'indicateur conjoncturel, nous avons testé successivement le taux d'utilisation des capacités (TUC) dans l'industrie³, 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.

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, qui met à égalité la lutte contre l'inflation et le maintien d'un haut niveau d'emploi⁴. 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

³ 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.

⁴ Le troisième objectif étant, d'après le *Federal Reserve Act*, la stabilité des taux d'intérêt à long terme.

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.

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 (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 volume⁵. La crise des Caisses d'épargne entre 1991 et 1994 est prise en compte par une variable indicatrice du_{CE} . Cette variable est construite en deux étapes (cf. Raynaud, 2001). On estime d'abord l'équation en introduisant une indicatrice pour chaque trimestre (de 1991 T1 à 1994 T1). On construit ensuite une série constituée des indicatrices estimées, et on estime l'équation avec la nouvelle série. L'équation estimée sur la période 1987-2001 est :

$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} + \omega_1 \cdot du_{CE} \quad (2)$$

Les résultats sont présentés dans le Tableau 1 (colonne 2). Les paramètres estimés sont tous fortement significatifs en regard des tests usuels. Par ailleurs, les résidus ne sont pas corrélés, sont homoscédastiques, et le test de normalité est validé (cf. Tableau 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, simulation (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} (dummy '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 dummy 'choc 2001-2004' aboutit à des coefficients sur l'inflation et le taux de croissance du PIB respectivement de l'ordre de

⁵ Des estimations avec la série d'*output gap* calculée par l'OCDE pour les Etats-Unis sont présentées en annexe. 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.

2,5 et 2,8, ce qui nous a paru excessif (cf. Tableau 1, colonne 4). Par ailleurs, la simulation de l'équation estimée montrait une remontée du taux court dès le 2^{ème} trimestre 2003, ce qui plaide pour l'introduction de la dummy.

Cette indicatrice est estimée en trois temps. Nous estimons d'abord l'équation en introduisant une indicatrice pour chaque trimestre (de 2001-T3 à 2004-T2). Puis nous estimons 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 :

$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} + \omega_1 \cdot du_{CE} + \omega_2 \cdot du_{01-04} \quad (3)$$

La dummy 'chocs 2001-2004' estimée est représentée dans le Graphique 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 la dummy estimée entre 2003-T3 et 2004-T2.

Les résultats de l'estimation sont présentés dans la troisième colonne du Tableau 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 homoscédastiques, mais le test de normalité n'est pas validé (cf. Tableau 2). Par ailleurs, le risque d'endogénéité des variables explicatives nous a conduit à estimer les équations (2) et (3) à l'aide des doubles moindres carrés en deux étapes. Les résultats sont présentés en annexe. Globalement, les résultats sont peu changés : dans l'équation (3), β_2 diminue sensiblement, puisqu'il passe de 1,9 à 1,72 tandis que β_3 passe de 1,52 à 2,01. Enfin, le test de suridentification est validé.

Tableau 1. Estimation d'une fonction de réaction pour la Réserve Fédérale.

Coefficient	Equation (2) 1987 T3 – 2001 T2	Equation (3) 1987 T3 – 2005 T3	Equation (3) sans du_{01-04}
α_1	-0,23 (-6,99)	-0,10 (-6,27)	-0,06 (-3,42)
α_2	0,17 (3,23)	0,11 (3,46)	0,05 (2,26)
α_3	0,41 (4,79)	0,41 (5,54)	0,47 (5,29)
β_1	-1,49 (-1,64)	-4,60 (-2,71)	-9,88 (-2,38)
β_2	1,81 (9,71)	2,09 (5,50)	2,47 (3,06)
β_3	0,96 (5,61)	1,63 (4,79)	2,78 (3,15)
ω_1	1,00 (6,45)	1,00 (5,72)	1,00 (4,55)
ω_2		1,00 (5,54)	

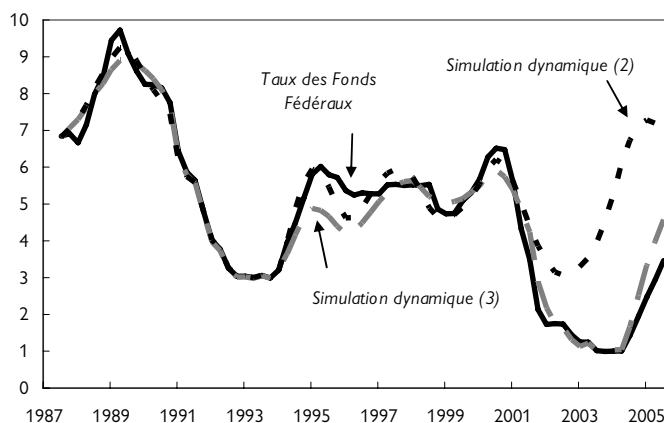
Source : calculs de l'auteur.

Tableau 2. Statistiques et tests

\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)

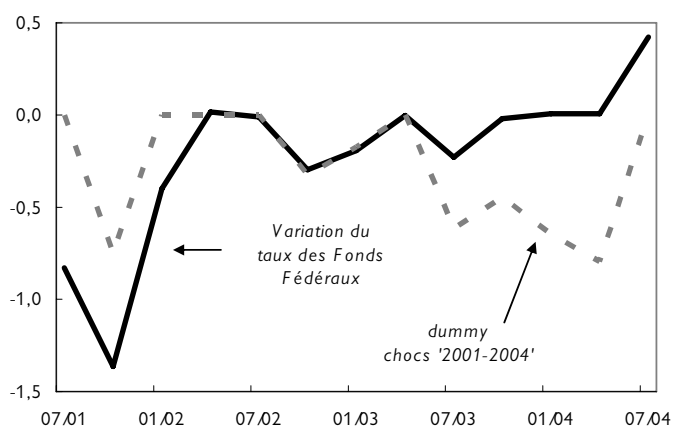
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 4. Simulations dynamiques



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 5. dummy 'chocs 2001-2004'



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

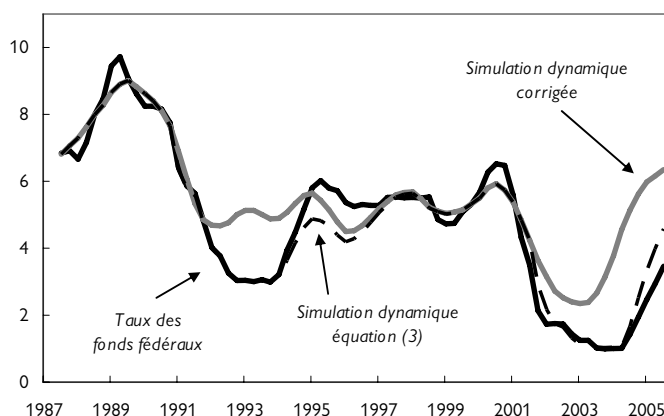
Ces résultats confirment que la Réserve Fédérale aurait transitoirement mené une politique accommodante, suite aux chocs affectant l'économie américaine entre septembre 2001 et mars 2003, en plus de sa réaction normale aux évolutions respectives de l'inflation et de la croissance du PIB.

Posons $e_t = i_t - \tilde{i}_t$. e_t mesure l'écart entre le taux court i_t et la cible $\tilde{i}_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \pi_t + \beta_3 \cdot \tilde{y}_t$ 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 :

$$i_t^{cor} = i_{t-1}^{cor} + \alpha_1 \cdot (i_{t-1}^{cor} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1}^{cor} \quad (4)$$

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 (3) dans le Graphique 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 6. Correction de la politique monétaire accommodante



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

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 indicateurs⁶.

Nous considérons deux indicateurs : l'indice *Standard and Poors 500* rapporté à l'indice des prix du PIB (*rsap*), et une série de *price earnig ratio*⁷ (*per*). Leur effet est représenté, dans le Tableau 3, par le coefficient β_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

⁶ 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).

⁷ 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.

réaction. Bernanke et Gertler (2000) obtiennent un coefficient négatif et non significatif, tandis que Leveuge (2003) obtient un coefficient positif et significatif⁸, de l'ordre de 0,1. Nos résultats vont dans le sens de ceux de Bernanke et Gertler (2000), 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 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 β_4 (cf. Tableau 3, lignes 5 et 6).

Tableau 3. Fonction de réaction et prix des actifs financiers

	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	β_4	Dummy 'crise des Caisses d'épargne'	Dummy 'chocs 2001- 2004'
(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)
(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)
(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)
(3) – per sans du_{01-04}	-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)	
(3) – rsap sans du_{01-04}	-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.

La détermination des taux long

Nous estimons une équation pour expliquer la détermination du taux à 10 ans sur les obligations du Trésor américain. Le taux long est une moyenne des taux courts futurs anticipés et de l'inflation future anticipée (selon Modigliani et Shiller, 1973). Nous faisons l'hypothèse que ces anticipations sont de type adaptatif : le taux court (le taux d'inflation)

⁸ Leveuge (2003) applique la méthode de Clarida, Gali et Gertler (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.

futur moyen anticipé est un lissage exponentiel des taux courts (des taux d'inflation) passés⁹. Par ailleurs, les agents prennent en compte le niveau courant de l'activité économique, ce dernier renseignant sur le niveau courant des taux courts, sur les perspectives d'inflation future, et sur l'évolution future anticipée du taux court.

Le taux long s'ajuste du fait de l'évolution des anticipations des agents. Le mécanisme est double : 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. On teste aussi si le taux long s'ajuste en fonction de son évolution passée, ce qui correspond à des anticipations extrapolatives sur l'évolution du taux long. Le modèle retenu est donc :

$$\Delta I_t = \varepsilon_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_t^a - \gamma_3 \cdot \pi_t^a - \gamma_4 \cdot \tilde{y}_t) + \varepsilon_2 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} \quad (5)$$

Modèle à correction d'erreur et anticipations

Une façon de tester la théorie de la structure par terme des taux d'intérêt consiste à estimer l'équation suivante, qui correspond à l'équation (5) si on néglige la variation passée du taux long et l'inflation anticipée :

$$\Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t) \quad (6)$$

I est le taux long nominal et i est le taux court nominal. Cette équation peut se réécrire, en négligeant la constante :

$$I_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \delta_1)^j \left[(\delta_1 \cdot \gamma_2 - \delta_2 \cdot \gamma_2) i_{t-j-1} + \delta_2 \cdot \gamma_2 \cdot i_{t-j} \right] \quad (7)$$

Le modèle à correction d'erreur contient donc implicitement un lissage du taux court sur le passé. Le taux long est égal au taux court moyen anticipé, qui est un lissage des taux courts sur le passé, si $\gamma_2 = 1$. Ce lissage peut être interprété comme un processus adaptatif de formation des anticipations. Celui-ci s'écrit généralement :

$$i_t^a = (1 - \rho) \cdot i_{t-1}^a + \rho \cdot i_t \quad (8)$$

Ce qui revient à exprimer le taux court de long terme anticipé comme un lissage exponentiel des taux courts passés¹⁰ :

$$i_t^a = \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \rho)^j \cdot (\rho) \cdot i_{t-j} \quad (9)$$

⁹ Le taux court anticipé est calculé comme : $i_t^a = 0,9 \cdot i_{t-1}^a + 0,1 \cdot i_t$ et le taux d'inflation anticipé vaut $\pi_t^a = 0,9 \cdot \pi_{t-1}^a + 0,1 \cdot \pi_t$.

¹⁰ Notons que l'équation (9) correspond à l'équation (33) en annexe, les taux courts passés remplaçant les taux courts futurs. ρ correspond ainsi à $\gamma_n = (1 - \gamma^{n-1})(1 - \gamma^n)$, avec $\gamma = \frac{1}{1 + \bar{I}}$, \bar{I} étant le taux d'intérêt à 10 ans moyen. \bar{I} vaut 7,78150 sur la période octobre 1979 – septembre 2005, ce qui donne en données trimestrielles $\rho = \gamma_{40} = 0,898971 \approx 0,90$.

Supposons que $\gamma_2 = 1$. On a alors :

$$I_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta_1)^j \left[(\delta_1 - \delta_2) i_{t-j-1} + \delta_2 i_{t-j} \right] \quad (10)$$

(9) et (10) sont équivalentes si $\rho = \delta_1 = \delta_2$. Dans ce cas, il serait équivalent d'estimer (6) ou :

$$I_t = \gamma_1 + \gamma_2 i_t^a \quad (11)$$

(11) est donc un cas particulier de (6).

(10) et (11) signifient que le taux long s'ajuste instantanément à des anticipations qui évoluent lentement.

Intégrons (9) dans (6) :

$$\Delta I_t = \delta_1 (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 i_{t-1}^a) + \delta_2 (\gamma_2 \Delta i_t^a) \quad (12)$$

En supposant $\gamma_2 = 1$, le taux long est alors égal à :

$$I_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta_1)^j \left[(\delta_1 - \delta_2) \left(\sum_{s=0}^{\infty} (1-\rho)^s \cdot (\rho) i_{t-s-1} \right) + \delta_2 \left(\sum_{s=0}^{\infty} (1-\rho)^s \cdot (\rho) i_{t-s} \right) \right] \quad (13)$$

(10) est alors un cas particulier de (13) pour lequel $\rho = 1$. Si $\rho < 1$, alors le taux long s'ajuste instantanément à des anticipations qui s'ajustent d'autant plus lentement que ρ est faible. On peut alors s'attendre à obtenir des coefficients d'ajustement δ_1 et δ_2 plus élevés lorsqu'on estime l'équation (12) par rapport à l'équation (6). Cela implique aussi que ces coefficients dépendent crucialement du schéma anticipatif retenu par les agents.

Les équations (6) et (12) sont estimées économétriquement. Les résultats sont reportés en annexe, dans les Tableaux A6 et A7¹¹. L'équation (12) donne une qualité de l'ajustement supérieure, et les paramètres sont fortement significatifs. Son inconvénient est d'imposer la valeur de ρ .

A l'inverse, les paramètres de l'équation (6) sont faiblement significatifs. On remarque aussi que δ_1 est très proche de ρ , ce qui n'est pas vrai pour δ_2 . On ne peut donc pas inférer la valeur de ρ à partir de l'estimation de (6). Les deux équations estimées ne peuvent se résumer à l'estimation de l'équation (11).

Estimations et simulations

Par la suite, nous estimons :

$$\Delta I_t = \delta_1 (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 i_{t-1}^a - \gamma_3 \pi_{t-1}^a - \gamma_4 TUC_{t-1}) + \delta_2 (\gamma_2 \Delta i_t^a + \gamma_3 \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \Delta TUC_t) + \delta_3 \Delta I_{t-1} \quad (14)$$

et

$$\Delta I_t = \delta_1 (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 i_{t-1}^a - \gamma_3 \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \tilde{y}_{t-1}) + \delta_2 (\gamma_2 \Delta i_t^a + \gamma_3 \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \Delta \tilde{y}_t) + \delta_3 \Delta I_{t-1} \quad (15)$$

¹¹ L'équation (6) correspond à l'équation (31) en annexe, et l'équation (12) correspond à l'équation (32).

Comme pour la fonction de réaction, nous estimons l'équation sur données trimestrielles pour la période 1987-T3 – 2005-T3. Nous supposons que le comportement de la Réserve Fédérale est identique sur l'ensemble de la période¹².

On retient le taux effectif des fonds fédéraux et le glissement annuel du prix du PIB pour calculer les anticipations de taux courts futurs i_t^a et d'inflation future π_t^a (cf. Graphique 7). Le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie (équation (14)) et le glissement annuel du PIB réel (équation (15)) sont alternativement utilisés comme indicateurs de l'activité économique. Les résultats sont présentés dans le Tableau 4 et le Tableau 5.

Le taux long évolue bien en fonction de l'inflation lissée et des taux courts lissés. Il dépend aussi du niveau de l'activité économique, que celui-ci soit pris en compte par le taux d'utilisation des capacités ou le taux de croissance du PIB (cf. Tableau 4). Dans le premier cas, les vitesses d'ajustement sont plus rapides que dans le second, et la somme des coefficients sur l'inflation et le taux court est plus proche de 1 (1,23 pour l'équation (14) contre 1,41 pour l'équation (15) ; l'hypothèse $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$ est d'ailleurs acceptée au seuil de 10% mais rejetée au seuil de 1% dans les deux cas). L'écart-type estimé est aussi plus faible pour l'équation (14) (cf. Tableau 5), mais cette dernière présente une légère autocorrélation des résidus à l'ordre 5.

Le risque d'endogénéité des variables explicatives nous a conduit à estimer les équations (14) et (15) à l'aide des doubles moindres carrés en deux étapes. Les résultats sont présentés en annexe. Ils changent peu : les paramètres δ_1 et δ_2 diminuent légèrement dans tout les cas. Le coefficient sur le taux court anticipé augmente légèrement tandis que celui mesurant l'effet de l'inflation anticipée diminue en contrepartie. L'hypothèse $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$ est acceptée dans tout les cas pour l'équation (14), mais est rejetée pour l'équation (15). Cela peut être interprété comme le fait que les marchés financiers suivent activement le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie en tant qu'indicateur avancé des pressions inflationnistes futures. Cela diminuerait en contrepartie l'effet de l'inflation lissée sur le taux long¹³.

Les simulations dynamiques¹⁴ rendent globalement compte de l'évolution du taux long entre 1987 et 2005, excepté lors de la bulle obligataire en 1993 et de son éclatement en 1994, ainsi que pendant la crise asiatique en 1998 (cf. Graphique 8 et Graphique 9). Si on regarde plus précisément la période allant de juin 2004 à septembre 2005 (Graphique 10), la simulation de l'équation (14) montre que le taux long aurait dû remonter dès le quatrième trimestre de 2004, c'est-à-dire juste après la fin du cycle de politique monétaire accommodante. Le taux long simulé s'écarte en effet continuellement du taux long observé

¹² 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).

¹³ 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 $\gamma_2 + \gamma_3 > 1$.

¹⁴ Les simulations sont effectuées à partir des résultats des estimations présentés dans le Tableau 4.

dès cette date. A l'inverse, la simulation de l'équation (15) ne s'écarte vraiment du taux long qu'à partir du deuxième trimestre de 2005. Au troisième trimestre, l'écart de prévision est de 66 points de base pour l'équation (14), contre « seulement » 41 points de base pour l'équation (15) (cf. Tableau 6). Les simulations restent comprises dans les intervalles de confiance jusqu'en fin de période, et l'intégration d'une prime de risque variable ne change pas fondamentalement les résultats (cf. Encadré 1).

Encadré 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 (cf. Annexe). Elle est souvent modélisée comme une fonction de la volatilité passée du taux long ou de ses déterminants (taux court et inflation). Nous avons donc estimé l'équation (14) 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 :

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,50 \cdot \left(I_{t-1} + 9,92 - 0,45 \cdot i_{t-1}^a - 0,72 \cdot \pi_{t-1}^a - 0,15 \cdot TUC_{t-1} - 0,24 \cdot \sigma_{t-1}^i - 1,19 \cdot \sigma_{t-1}^\pi \right) \\ & + 1,79 \cdot \left(0,45 \cdot \Delta i_t^a + 0,72 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,15 \cdot \Delta TUC_t + 0,24 \cdot \Delta \sigma_t^i + 1,19 \cdot \Delta \sigma_t^\pi \right) + 0,30 \cdot \Delta I_{t-1} \quad (16) \\ & \bar{R}^2 = 0,97 \quad SEE = 0,295 \quad DW = 1,83 \end{aligned}$$

où σ_t^i est la variance du taux court sur les trois derniers trimestres et σ_t^π 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 (14)). La simulation de cette équation, comparée à celle de l'équation (14), donne des résultats très proches (cf. Tableau 7). L'enrichissement de l'équation (14) 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. Taux à 10 ans – résultats des estimations. 1987-T3 – 2005-T3

Coefficient	Indicateur d'activité économique	
	Equation (14) : Taux d'utilisation des capacités dans l'industrie	Equation (15) : Glissement annuel du PIB réel
δ_1	-0,51 (-5,34)	-0,35 (-3,80)
δ_2	1,92 (3,63)	1,21 (2,34)
δ_3	0,27 (2,60)	0,30 (2,79)
γ_1	-8,83 (-3,65)	0,57 (0,94)
γ_2	0,46 (7,34)	0,58 (6,03)
γ_3	0,77 (5,18)	0,83 (3,31)
γ_4	0,13 (4,34)	0,17 (2,34)

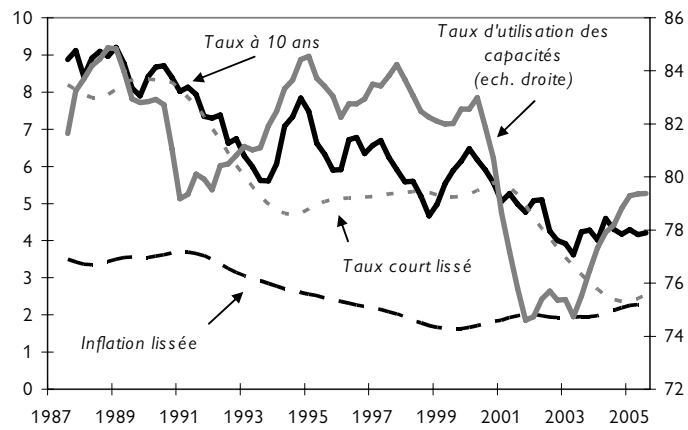
Source : calculs de l'auteur.

Tableau 5. Statistiques et tests

\bar{R}^2	0,96	0,95
SEE	0,318	0,351
Test LM autocorrélation des résidus (ordre 5)	Stat = 11,40 (Prob = 0,04)	Stat = 7,88 (Prob = 0,16)
Test White homoscédasticité des résidus	Stat = 11,51 (Prob = 0,78)	Stat = 12,27 (Prob = 0,72)
Test ARCH homoscédasticité des résidus (ordre 1)	Stat = 0,79 (Prob = 0,37)	Stat = 0,41 (Prob = 0,52)
Test Jarque-Bera normalité des résidus	Stat = 2,64 (Prob = 0,27)	Stat = 0,02 (Prob = 0,99)

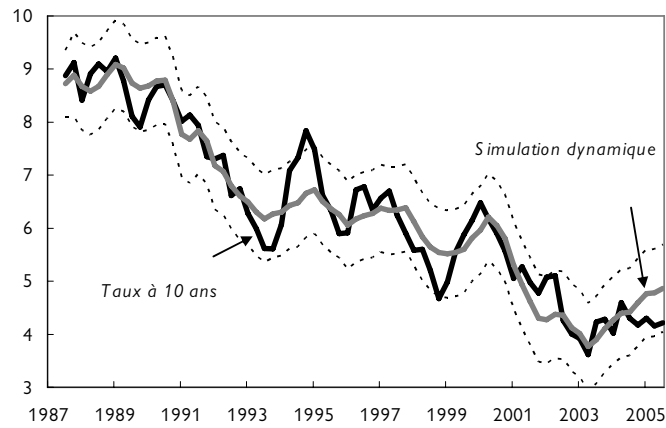
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 7. Le taux à 10 ans et ses déterminants



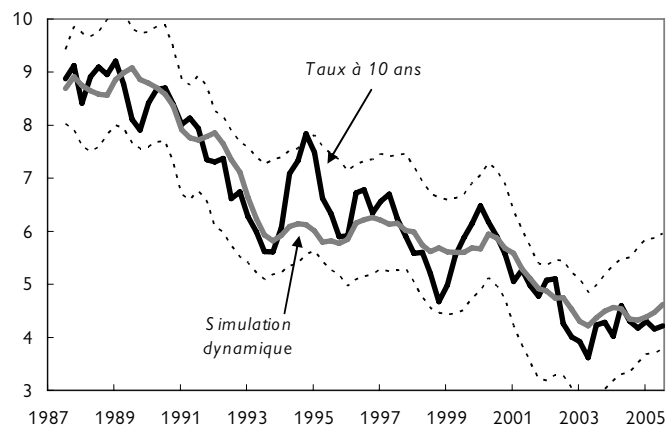
Sources : Réserve Fédérale, Bureau of Economic Analysis, Global Insight, calculs de l'auteur.

Graphique 8. Simulation dynamique – équation (14)



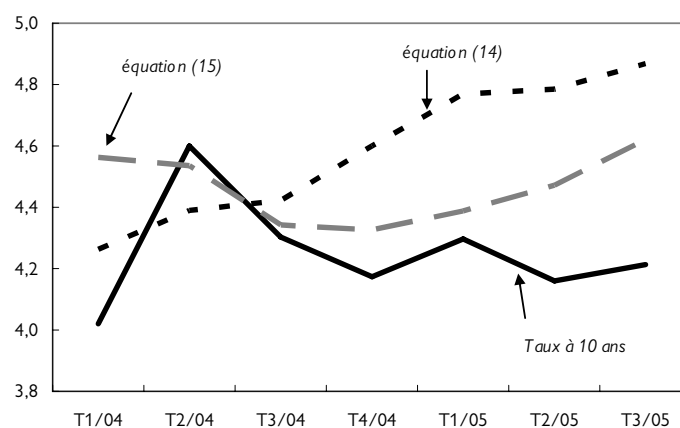
Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 9. Simulation dynamique – équation (15)



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 10. Taux à 10 ans et simulations : 2004-T3 – 2005-T3



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Tableau 6. Simulations

Date	Taux à 10 ans	Equation (14) simulée	Equation (15) simulée
01/2004	4,02	4,26	4,56
02/2004	4,60	4,39	4,54
03/2004	4,30	4,42	4,34
04/2004	4,17	4,60	4,33
01/2005	4,30	4,77	4,39
02/2005	4,16	4,79	4,47
03/2005	4,21	4,87	4,62

Notes : Les simulations dynamiques des équations (14) et (15) sont calculées à partir des équations estimées présentées dans le Tableau 4. Source : calculs de l'auteur.

Tableau 7. Un effet de la prime de risque ?

Date	Taux à 10 ans	Equation (14) simulée	Equation (16) 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.

Estimation multivariée

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 (3) et (14). 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 (3) et (14). Les résultats sont les suivants :

$$\Delta i_t = -0,10 \cdot \left(i - 2,00 \cdot \pi - 1,65 \cdot \dot{Y} + 4,53 \right)_{t-1} + 0,08 \cdot \left(+ 2,00 \cdot \Delta \pi_t + 1,65 \cdot \Delta \dot{Y}_t \right) + 0,45 \cdot \Delta i_{t-1} + 1,0 \cdot du_{CE} + 1,0 \cdot du_{01-04}$$

$\bar{R}^2 = 0,99$ $SEE = 0,237$ $Jarque - Bera = 8,71$
 $(P=0,012)$

$$\Delta I_t = -0,52 \cdot \left(I - 0,45 \cdot i^a - 0,78 \cdot \pi^a - 0,12 \cdot TUC + 8,11 \right)_{t-1} + 1,80 \cdot \left(+ 0,45 \cdot \Delta i_t^a + 0,78 \cdot \Delta \pi_t^a + 0,12 \cdot \Delta TUC_t \right) + 0,25 \cdot \Delta I_{t-1}$$

$\bar{R}^2 = 0,96$ $SEE = 0,320$ $Jarque - Bera = 2,34$
 $(P=0,310)$

(17)

\dot{Y} est le glissement annuel du PIB en volume. Les résultats sont très proches de ceux issus de l'estimation des équations (3) et (14) une à une.

- Estimation d'un VECM

Nous estimons ensuite un modèle VECM, en supposant le taux court et le taux long endogènes¹⁵. 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 économique¹⁶.

Le modèle estimé est le suivant :

¹⁵ Les estimations et les tests sont conduits à l'aide du module CATS sous RATS 6.0.

¹⁶ On pourrait soutenir l'idée que ce modèle serait une forme réduite des équations (3) et (14), 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.

$$\Delta \begin{bmatrix} i \\ I \end{bmatrix}_t = \Gamma \cdot A' \begin{bmatrix} i \\ I \\ \pi \\ \tilde{y} \\ 1 \end{bmatrix}_{t-1} + \gamma_0 \cdot \Delta \begin{bmatrix} \pi \\ \tilde{y} \end{bmatrix}_t + \gamma_1 \cdot \Delta \begin{bmatrix} i \\ I \\ \pi \\ \tilde{y} \end{bmatrix}_{t-1} \quad (18)$$

$$\text{avec } \Gamma = \begin{bmatrix} l_1 & l_2 \\ l_3 & l_4 \end{bmatrix}, A' = \begin{bmatrix} 1 & m_1 & m_2 & m_3 & m_4 \\ n_1 & 1 & n_2 & n_3 & n_4 \end{bmatrix}$$

Ce modèle est proche de l'estimation simultanée des équations (3) et (14). 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 ρ .

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 retenu¹⁷. Le problème est le même pour le comportement de la banque centrale.

L'estimation de (18) 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 :

¹⁷ Par exemple, si on compare (18) avec l'équation (31) pour l'équation de taux long, on constate que $\gamma_0 = [f_1 \ f_2] = [\delta_2 \cdot \gamma_3 \ \delta_2 \cdot \gamma_4]$. δ_2 est alors indéterminé si $f_1/\gamma_3 \neq f_2/\gamma_4$.

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & -0,154 \cdot (ECT_1)_{t-1} - 0,114 \cdot (ECT_2)_{t-1} + 0,373 \cdot \Delta i_{t-1} + 0,199 \cdot \Delta i_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-3,387) \quad \quad \quad (-3,177) \quad \quad \quad (4,182) \quad \quad \quad (2,353) \\ & + 0,205 \cdot \Delta \pi_t + 0,139 \cdot \Delta \pi_{t-1} + 0,287 \cdot \Delta TUC_t + 0,037 \cdot \Delta TUC_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (1,520) \quad \quad \quad (0,918) \quad \quad \quad (5,458) \quad \quad \quad (0,602) \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,210 \cdot (ECT_1)_{t-1} - 0,195 \cdot (ECT_2)_{t-1} - 0,370 \cdot \Delta i_{t-1} + 0,218 \cdot \Delta i_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-3,962) \quad \quad \quad (-4,647) \quad \quad \quad (-3,553) \quad \quad \quad (2,206) \\ & + 0,666 \cdot \Delta \pi_t - 0,074 \cdot \Delta \pi_{t-1} + 0,332 \cdot \Delta TUC_t - 0,165 \cdot \Delta TUC_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (4,235) \quad \quad \quad (-0,417) \quad \quad \quad (5,422) \quad \quad \quad (-2,301) \end{aligned}$$

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 long¹⁸.

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.

- Simulations

Nous simulons le modèle (19), puis le modèle (17) complété avec l'équation (20), ce qui permet d'endogénéiser la formation des anticipations de taux court.

$$i_t^a = 0,9i_{t-1}^a + 0,1i_t \quad (20)$$

Les résultats des simulations sont présentés dans le Tableau 8. L'endogénéisation des anticipations de taux court a pour effet d'augmenter le taux long simulé à partir du modèle (17) - (20) par rapport à la simulation de l'équation (14) (cf. Graphique 11). Au troisième trimestre 2005, le taux long vaut ainsi 5,05 au lieu de 4,87 pour l'équation (14). 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 (20), donc sur le taux long simulé. En fin de période, le taux long observé est proche de la limite basse de l'intervalle de confiance à 95%, mais reste cependant dans celui-ci.

A l'inverse, la simulation du modèle (19) 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 (14) et le modèle (17) - (20). Ce résultat provient de la surestimation de la baisse du taux court

¹⁸ Sur ce sujet, voir Romer et Romer (2000), Ellingsen et Soderstrom (2001) et Berument et Froyen (2004).

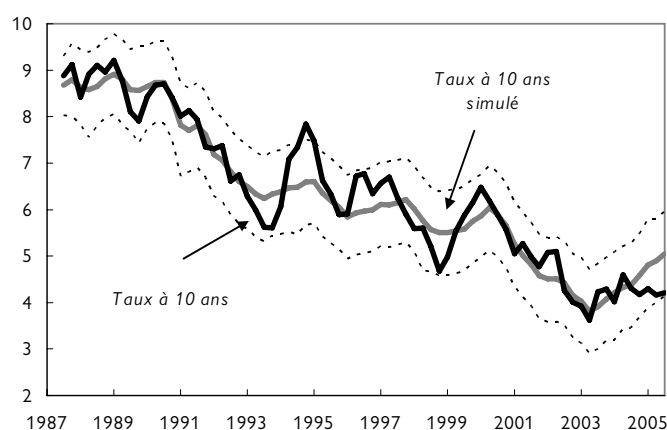
entre 2002 et 2004 (cf. Graphique 12), qui baisse durablement le niveau du taux long simulé par rapport au taux long observé (cf. Graphique 13).

Tableau 8. Simulations – Taux d'intérêt à 10 ans

Date	Taux à 10 ans	Equation (14)	Modèle (19)	Modèle (17) - (20)
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

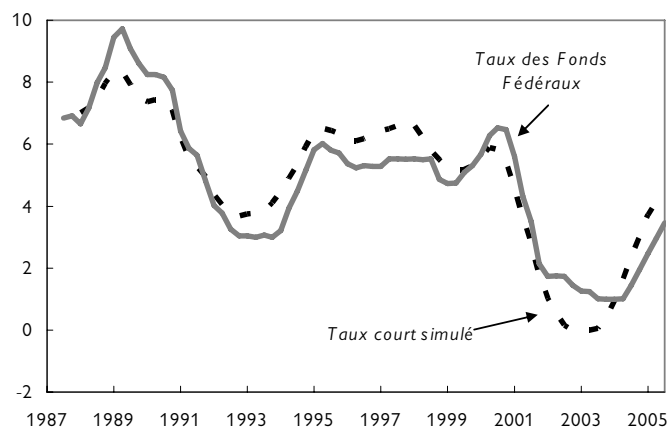
Source : calculs de l'auteur.

Graphique 11 – Modèle (17) - (20) – Taux long simulé



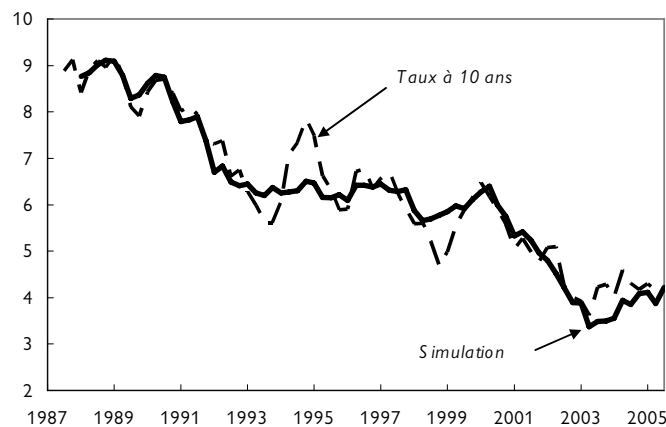
Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 12 – Modèle (19) – Taux court simulé



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique 13 – Modèle (19) – Taux long simulé



Sources : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Le Mystère des 0,75 point manquant

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 nous penchons maintenant sur trois explications souvent évoquées : l'hypothèse du *Global Saving Glut* (Bernanke, 2005), celle selon laquelle le taux d'intérêt neutre aurait diminué, et celle selon laquelle le marché aurait anticipé le resserrement de la politique monétaire dès la fin de l'année 2001.

Une anticipation de hausse future du taux court par le marché ?

Selon une première hypothèse, la faible remontée des taux longs suite au durcissement de la politique monétaire par la Réserve Fédérale en 2004 s'expliquerait par l'anticipation dès la fin 2001 d'une remontée future du taux court. La Réserve Fédérale a en effet baissé le taux court (ou l'a maintenu plus bas que ne le suggérerait une règle de Taylor) suite à une série de chocs transitoires : attentats du 11 septembre 2001 ; scandales financiers tels l'affaire ENRON ; déclenchement de la guerre d'Irak en 2003. On peut alors supposer que les marchés avaient tenu compte du caractère transitoire de ces chocs. Il aurait alors anticipé une remontée future du taux court, ce qui se serait traduit par une baisse faible du taux long entre 2001 et 2003, et une stabilité du taux long tandis que la montée anticipée du taux court est effectivement observée. Cette hypothèse suppose qu'une forte crédibilité soit accordée par le marché à la Réserve Fédérale pour lutter contre le risque de déflation, soucis majeur des autorités monétaires à partir du deuxième trimestre 2003 : les marchés auraient anticipé l'abandon rapide de cette politique, ce qui pourrait expliquer que la brutale remontée des taux en 1994 ne se soit pas reproduite en 2004.

Pour tester cette hypothèse, nous utilisons l'estimation de la fonction de réaction de la Réserve Fédérale pour corriger les anticipations de taux court futur du caractère transitoire de la politique monétaire : nous remplaçons dans (14) le taux court lissé par $i_t^{a:cor}$, qui est un lissage du taux court corrigé calculé à partir de l'équation (4) : $i_t^{a:cor} = 0,9.i_{t-1}^{a:cor} + 0,1.i_t^{cor}$. $i_t^{a:cor}$ peut être interprété comme le taux court futur moyen anticipé par le marché compte tenu du caractère transitoire de la politique monétaire expansionniste de la Réserve Fédérale. Les résultats de l'estimation sont les suivants :

$$\Delta I_t = -0,36 \cdot \left(I - 0,66.i_t^{a:cor} - 0,43.\pi^a - 0,16.TUC + 11,85 \right)_{t-1}$$

(3,84)
(3,08)
(1,18)
(2,95)
(2,86)

$$+ 0,99 \cdot \left(+0,66.\Delta i_t^{a:cor} + 0,43.\Delta \pi_t^a + 0,16.\Delta TUC_t \right) + 0,25.\Delta I_{t-1}$$

(2,33)
(2,22)

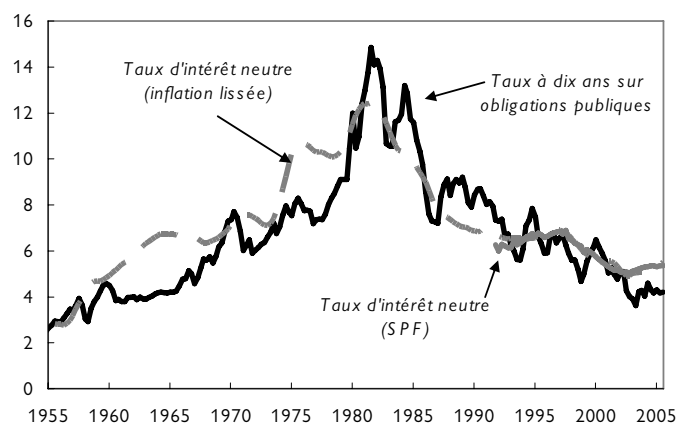
$$\bar{R}^2 = 0,95 \qquad SEE = 0,344$$

$i_t^{a:cor}$ a un coefficient supérieur par rapport à l'estimation de (14), mais la qualité de l'ajustement s'est fortement dégradée. Par ailleurs, les simulations ne permettent pas d'expliquer le bas niveau du taux long en fin de période. Le taux long simulé passe ainsi de 4,03% à 5,28% entre 2004-T1 et 2005-T3. Il apparaît donc délicat d'expliquer le bas niveau du taux long en 2004-2005 par une anticipation dès la fin 2001 d'une remontée future du taux court. Il se peut aussi que la méthode utilisée ne permette pas de rendre compte de façon satisfaisante des anticipations du marché.

Une baisse du taux d'intérêt réel neutre ?

Le taux d'intérêt réel neutre R^N est parfois approché empiriquement par le taux de croissance potentielle de l'économie. On y 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 14). 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.

Graphique 14. 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.

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 vieillissement des populations des pays riches, qui aurait pour conséquence une hausse de l'épargne désirée, et à une diminution apparente 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 États-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), *ex ante*, une hausse exogène de l'épargne désirée S et une baisse exogène de l'investissement désiré Inv entraînent une baisse du taux d'intérêt réel R . Cela suppose que la production soit à son niveau potentiel, ce qui est discutable (il est délicat d'affirmer que le Japon et l'Allemagne, pays dégagant un excédent courant important, sont à leur potentiel de production).

Par ailleurs, 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. Il faut aussi que soient vérifiés la parité des pouvoirs d'achat relative, et l'absence du paradoxe de Feldstein et Horioka, sans quoi les taux d'intérêt nominaux et réels

dépendent aussi de facteurs domestiques (Frankel, 1989). 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 (1991) supposent que le taux d'épargne mondial S/Y s'ajuste graduellement au taux d'épargne désiré, qui dépend négativement du prix du pétrole $POIL$ ¹⁹, positivement du taux d'intérêt réel mondial de long terme anticipé²⁰ R^a :

$$\left(\frac{S}{Y}\right)_t = b_0 - b_1 \cdot POIL_{t-1} + b_2 \cdot R_t^a + b_3 \cdot \left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} \quad (21)$$

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 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.

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 :

$$\left(\frac{Inv}{Y}\right)_t = a_0 + a_1 \cdot \log\left(\frac{PROF_t^a}{R_t^a + \rho_t}\right) \quad (22)$$

où $PROF_t^a$ est la profitabilité anticipée par unité de capital, ρ_t est une prime de risque, et $a_1 > 0$. La forte persistance de l'investissement conduit les auteurs à différencier l'équation (22). 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 :

$$\left(\frac{Inv}{Y}\right)_t = a_0 + a_1 \cdot \dot{cap}_{t-1} + a_2 \cdot (R_t^a - R_{t-1}^a) + \left(\frac{Inv}{Y}\right)_{t-1} \quad (23)$$

¹⁹ $POIL$ est considéré comme une mesure variant négativement avec le ratio de revenu temporaire. L'équation (21) 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.

²⁰ Barro et Sala i Martin 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.

$\dot{cap}_t = \frac{cap_t - cap_{t-1}}{cap_{t-1}} - \pi_t^a$ est égal au taux de croissance de la capitalisation boursière cap moins le taux d'inflation anticipé π_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 (21) et (23). 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 :

$$R_t^a = c_0 + c_1 \cdot \dot{cap}_{t-1} + c_2 \cdot POIL_{t-1} + c_3 \cdot \left(\frac{Inv}{Y} \right)_{t-1} + c_4 \cdot R_{t-1}^a + c_5 \cdot \dot{M}_{t-1} + c_6 \cdot SP_{t-1} \quad (24)$$

Barro et Sala i Martin cherchent à estimer l'équation (24) 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 (24) 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 permis de reconstituer la base de données qu'à partir de 1972.

Nous estimons l'équation (24) et comparons les résultats à ceux de Barro et Sala i Martin (1991) dans le Tableau 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 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.

Sources : Barro et Sala i Martin (1991), calculs de l'auteur.

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 longs publics par l'étranger, notamment les banques centrales asiatiques. 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. Un effet de ces achats sur le taux long, qu'il provienne 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 non négligeable 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 si il existe un certain degré de segmentation entre le marché des titres longs publics et celui des titres courts publics.

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 :

$$I_t = \rho \cdot i_t + (1 - \rho) I_{t+1} + \frac{1}{\eta} \cdot \frac{B_t}{W_t} \quad (25)$$

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, η 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 (court) désiré par les fonds de pension. L'équation (25) devient :

$$I_t = \rho \cdot i_t + (1 - \rho) I_{t+1} + \frac{1}{\eta} \cdot \frac{B_t - \tilde{B}_t}{W_t} \quad (26)$$

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 :

$$B_t = (1 + I_{t-1}) B_{t-1} + \Psi_t \cdot DP_t \quad (27)$$

Ψ_t est la part du déficit primaire DP_t financée par émission de titres longs nouveaux. L'Etat peut alors choisir Ψ_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 nulle²¹. Si $\Psi_t < \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$, la prime d'habitat varie négativement, et inversement si $\Psi_t > \frac{\tilde{B}_t}{\tilde{B}_t + \tilde{b}_t}$.

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 désirée.

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.

L'évolution de la dette fédérale depuis 2004

Le stock de titres en % du PIB est resté quasiment stable (cf. Tableau 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 57,7% à 61,5% du total des titres considérés. 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 11). Ces constats permettent d'écarter l'explication de la baisse du

²¹ 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 $n = 5$.

taux à 10 ans par une baisse du poids relatif des titres d'échéance moyenne à longue dans la composition de la dette²².

Tableau 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> %
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

Sources : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur

Tableau 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
06/2004	37,04	35,29	13,30	7,94	6,43
09/2004	35,86	36,59	13,19	7,73	6,63
12/2004	35,64	36,29	14,07	7,77	6,23
03/2005	35,92	36,92	13,80	7,98	5,39
06/2005	33,27	38,28	14,75	8,15	5,55
09/2005	33,01	38,38	14,98	8,43	5,20
12/2005	34,61	36,41	15,73	8,14	5,11

Note : ces données ne sont pas comparables avec celles du Tableau 10, les titres détenus par les banques fédérales étant exclus ici. Les données ne portent que sur la dette portant des intérêts. 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 12). Cette hausse a pour contrepartie principale une baisse des parts des établissements de dépôt, des fonds de pension publiques et de la catégorie regroupant les *autres investisseurs*²³. Ces trois catégories détiennent moins de titres publiques 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 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.

²² En d'autres termes, tester l'équation (25) en additionnant la part des *notes* et la part des *bonds* du Tableau 10 pour mesurer la part des titres longs ne permettrait pas d'expliquer l'évolution du taux long depuis juin 2004, puisque le stock de titres longs augmente relativement au stock de titres courts.

²³ 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 ».

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 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 faits²⁴. 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 sur la période considérée : elle passe de 82,7 à 88% entre fin juin 2004 et fin septembre 2005. Cette part passe de 67,9 à 65% pour les agents domestiques sur la même période (cf. Tableau 14).

Il est donc possible que la forte demande de titres longs de la part des agents étrangers ait conduit à une baisse du taux long.

Tableau 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

²⁴ 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.

Tableau 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
06/2004	8,09	38,60	17,12	36,19
09/2004	8,25	38,82	16,75	36,18
12/2004	8,03	39,40	17,35	35,21
03/2005	7,57	40,50	18,27	33,66
06/2005	6,86	42,90	16,07	34,17
09/2005	6,15	44,26	16,24	33,35
12/2005	6,20	45,65	16,86	31,29

Note : Les titres détenus par les agents domestiques sont calculés comme la différence entre la dette publique détenue par le public (hors titres non négociables) et les titres détenus par l'étranger. Les titres détenus par les banques fédérales sont inclus dans les titres détenus par les agents domestiques. *Sources* : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

Tableau 14. Composition des portefeuilles

	Titres détenus par l'étranger		Titres détenus par les agents domestiques	
	% Bills	% Notes et bonds	% Bills	% Notes et bonds
06/2004	17,32	82,68	32,12	67,88
09/2004	17,53	82,47	31,64	68,36
12/2004	16,94	83,06	33,01	66,99
03/2005	15,74	84,26	35,18	64,82
06/2005	13,79	86,21	31,98	68,02
09/2005	12,20	87,80	32,75	67,25
12/2005	11,97	88,03	35,01	64,99

Note : Les titres détenus par les banques fédérales sont inclus dans les titres détenus par les agents domestiques. *Sources* : Treasury Bulletin, calculs de l'auteur.

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) trouvent 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. Warnock et Warnock (2005) estiment une équation de taux long en forme réduite pour les Etats-Unis et 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 explicite, ce qui en rend l'interprétation délicate : les auteurs mêlent les deux problématiques du *Global Saving Glut* et d'un effet dû à l'arbitrage international entre titres, sans pour autant estimer de modèle cohérent avec l'une ou l'autre des approches.

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 second 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, le modèle théorique sous-jacent à ces travaux est issu de la théorie des fonds prêtables (cf. Iankova *et al.*, 2004), mais les équations estimées n'incorporent pas le comportement des agents privés comme déterminant du taux long, et paraissent donc mal spécifiées.

Pluyaud (2006) estime le modèle suivant sur la période 1985T1–2005T3 :

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & \underset{3,62}{1,29} - \underset{6,18}{0,29} \left[I_{t-1} - \underset{5,38}{0,40} i_{t-1}^{3m} - \underset{4,52}{0,69} \hat{\pi}_{t-1} - \underset{2,82}{0,23} \hat{y}_{t-1} + \underset{5,59}{0,09} D_{t-1}^F \right] \\ & + \underset{3,22}{0,28} \Delta I_{t-1} + \underset{5,32}{0,56} \Delta i_t^{3m} - \underset{4,20}{0,50} \Delta i_{t-1}^{3m} + \underset{3,91}{0,15} \Delta \hat{\pi}_t + \underset{4,20}{0,07} \Delta \hat{y}_t \end{aligned} \quad (28)$$

$$\bar{R}^2 = 0,58 \quad \hat{\sigma} = 0,27$$

\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 ailleurs, l'auteur ne distingue pas entre titres courts et titres longs dans la part des titres détenue par les opérateurs étrangers.

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 publique²⁵ 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^F et b^F 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 :

²⁵ Il s'agit de la dette Fédérale hors dette émise par les agences fédérales pour leur compte propre.

$$W^F = B^F + b^F + B_{NM}^F$$

où :

B^F : titres longs détenus par l'étranger

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 peut en déduire $B^{APD} = B - B^{FRB} - B^F$ et $b^{APD} = b - b^{FRB} - b^F$. On pose ensuite :

$$W = W^{APD} + W^{FED} + W^F - B_{NM}^F = B^{APD} + B^{FED} + B^F + b^{APD} + b^{FED} + b^F$$

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 long²⁶. Deux équations sont estimées. La première équation est une variante de l'équation estimée par Pluyaud (2006) dans laquelle le schéma d'anticipation des agents est cohérent (équation (29)). La deuxième équation est l'équation (14) augmentée de la variable $\frac{B^F}{W}$. Les résultats des estimations sont les suivants :

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,38 \left[I_{t-1} - 5,02 - 0,33.i_{t-1}^{3m} - 0,50.\hat{\pi}_{t-1} - 0,21.\hat{y}_{t-1} + 0,09.\frac{B_{t-1}^F}{W_{t-1}} \right] \\ & + 0,38 \left[0,33.\Delta i_t^{3m} + 0,50.\Delta \hat{\pi}_t + 0,21.\Delta \hat{y}_t - 0,09.\Delta \left(\frac{B_t^F}{W_t} \right) \right] + 0,28.\Delta I_{t-1} \end{aligned} \quad (29)$$

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad SEE = 0,308$$

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & -0,57 \left[I_{t-1} + 5,19 - 0,41.i_{t-1}^a - 0,63.\pi_{t-1}^a - 0,10.TUC_{t-1} + 0,03.\frac{B_{t-1}^F}{W_{t-1}} \right] \\ & + 2,66 \left[0,41.\Delta i_t^a + 0,63.\Delta \pi_t^a + 0,10.\Delta TUC_t - 0,03.\Delta \left(\frac{B_t^F}{W_t} \right) \right] + 0,27.\Delta I_{t-1} \end{aligned} \quad (30)$$

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad SEE = 0,304$$

Les deux équations produisent des résultats similaires, la première ayant un écart-type estimé à peine supérieur. Le coefficient portant sur la part des titres longs détenus par l'étranger est supérieur pour l'équation (29), la somme des coefficients sur le taux court et

²⁶ Pour comparaison, Pluyaud (2006) teste la variable $D^F = \frac{b^F + B^F + B_{NM}^F}{b + B + B_{NM}}$.

l'inflation étant plus faible mais n'étant pas statistiquement différente de un. Les simulations dynamiques montrent que la forte demande de titres longs par l'étranger explique bien le bas niveau du taux long en 2004 et 2005 (cf. Tableau 15), notamment pour l'équation (29) : les achats de titres longs par l'étranger auraient fait baisser le taux long de 0,8 point en fin de période²⁷. La simulation dynamique de (30) aboutit à un taux long simulé plus bas de 0,36 point par rapport à l'équation (14). L'introduction de la part de titres longs détenus par l'étranger permet donc d'expliquer plus de 50% de l'écart en fin de période entre le taux long observé et les simulations, que l'on considère l'équation (29) ou l'équation (30).

Tableau 15. Simulations – Taux d'intérêt à 10 ans

Date	Equation (29)				
	Taux à 10 ans	sans $\frac{B^F}{W}$	Equation (29)	Equation (14)	Equation (30)
01/2004	4,02	4,24	4,35	4,26	4,15
02/2004	4,60	4,31	4,47	4,39	4,24
03/2004	4,30	4,20	4,18	4,42	4,32
04/2004	4,17	4,45	4,12	4,60	4,53
01/2005	4,30	4,75	4,28	4,77	4,64
02/2005	4,16	4,86	4,27	4,79	4,48
03/2005	4,21	5,15	4,36	4,87	4,51

Source : calculs de l'auteur.

Conclusion

Au troisième trimestre 2005, le taux long américain était inférieur de 0,6 à 0,9 point à son niveau prédit par les simulations. La majeure partie de cet écart s'explique par une forte hausse de la demande de titres longs par les agents étrangers. Cette forte demande aurait diminué le stock de titres disponibles pour les investisseurs institutionnels, malgré la forte hausse relative des émissions de titres longs par le Trésor, ce qui aurait poussé le taux long à la baisse. Ce n'est pas pour autant que la Réserve Fédérale a perdu son influence sur le taux long : les hausses successives du taux court ont tiré progressivement le taux long à la hausse, ce dernier ayant atteint 5% en avril 2005.

²⁷ L'estimation de (29) sans la variable $\frac{B^F}{W}$ dégrade cependant fortement la qualité de l'ajustement. On obtient

en effet le résultat suivant :

$$\Delta I_t = -0,13 \left[I_{t-1} + 0,34 - 0,48 \cdot i_{t-1}^{3m} - 1,10 \cdot \hat{\pi}_{t-1} - 0,53 \cdot \hat{y}_{t-1} \right] + 0,16 \left[0,48 \cdot \Delta i_t^{3m} + 1,10 \cdot \Delta \hat{\pi}_t + 0,53 \cdot \Delta \hat{y}_t \right] + 0,21 \cdot \Delta I_{t-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad SEE = 0,341$$

Bibliographie

- 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.
- BARRO R. J. et X. SALA-I-MARTIN, 1991 : « World real interest rates », *NBER Working Paper Series*, n° 3317.
- BERNANKE B.S., 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; <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2005/20050414/default.htm>.
- BERNANKE B.S. et M. GERTLER, 2000 : « Monetary policy and asset price volatility », *NBER Working Papers*, n° 7559.
- BERNANKE B.S., V. R. REINHART et B. P. SACK, 2004 : « Monetary policy alternatives at the zero bound : An empirical assessment », Federal Reserve Board, *Finance and Economics Discussion Series*, n° 2004-48.
- BERUMENT H. et R. T. FROYEN, 2004 : « Monetary policy and long-term U. S. interest rates », University of North Carolina, *working paper*, n° 04-03.
- BLANCHARD O. J. et L. H. SUMMERS, 1984 : « Perspectives on high world real interest rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 0, n° 2, pp. 273-324.
- CATÃO L., et G. A. MACKENZIE, 2006 : « Perspectives on low global interest rates », *IMF Working Papers*, n°76.
- CECCHETTI S., H. GENBERG, J. LIPSKY et S. WADHWANI, 2000 : « Asset prices and central bank policy », *Geneva Reports on the World Economy*, n° 2, International Center for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research, Juillet.
- CLARIDA R., J. GALI et M. GERTLER, 1998 : « Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory », *NBER Working Paper Series*, n° 6442.
- ELLINGSEN T. et U. SODERSTROM, 2001 : « Monetary policy and market interest rates », *The American Economic Review*, Vol. 91, issue 5, pp. 1594-1607.
- ENGLE R. F., D. M. LILIEN et R. P. ROBINS, 1987 : « Estimating time varying risk premia in the term structure : The ARCH-M model », *Econometrica*, Vol. 55, n° 2, pp. 391-407.
- FRANKEL J. A., 1989 : « Quantifying international capital mobility in the 1980s », *NBER Working Paper Series*, n° 2856.
- FREY L. et G. MOËC, 2005 : « Taux longs américains et interventions des banques centrales étrangères », *Bulletin de la Banque de France*, n° 138, pp. 53-68.
- IANKOVA ROSS E., E. LEFEUVRE et J. TEILETCHE, 2004 : « Un modèle de détermination économique des taux d'intérêt », *Flash*, CDC-Ixis, avril.
- LEVIEUGE G., 2003 : *Les banques centrales doivent-elles réagir aux mouvements des prix d'actifs ?*, Thèse de Doctorat, Université d'Orléans.

- MODIGLIANI F. et R. J. SHILLER, 1973 : « Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates », *Economica*, New Series, Vol. 40, Issue 157.
- PASSET O., C. RIFFLART et H. STERDYNYIAK, 1997 : « Ralentissement de la croissance potentielle et hausse du chômage », *Revue de l'OFCE*, n° 60, pp. 109-146.
- PLUYAUD B., 2006 : « Faut-il avoir peur de la faiblesse des taux longs obligataires ? », *Note de conjoncture*, INSEE, Mars, pp. 31-45.
- RAYNAUD E., 2001 : « Fonctions de réaction des Banques centrales : Etats-Unis, Allemagne, Royaume-uni, Japon », *Document de Travail de l'OFCE*, n° 2001-01.
- ROMER C. D. et D. H. ROMER, 2000 : « Federal Reserve information and the behavior of interest rates », *The American Economic Review*, Vol. 90, issue 3, pp. 429-57.
- SHILLER R. J, 1979 : « The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure », *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, n° 6, pp. 1190-1219.
- SHILLER R. J, J. Y. CAMPBELL, K. L. SCHOENHOLTZ et L. WEISS, 1983 : « Forward rates and future policy: interpreting the term structure of interest rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1983, n° 1, pp. 173-223.
- TOBIN J., 1958 : « Liquidity preference as behavior towards risk », *The Review of Economic Studies*, Vol. 25, n° 2, pp. 65-86.
- WARNOCK F. E. et V. C. WARNOCK, 2005 : « International capital flows and U.S. interest rates », University of Virginia, *IIIS Discussion Paper*, n° 103.

Annexe 1. Estimations par les doubles moindres carrés en deux étapes

Taux des Fonds Fédéraux

Equation estimée :

$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot (i_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot \pi_{t-1} - \beta_3 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \alpha_2 \cdot (\beta_2 \cdot \Delta \pi_t + \beta_3 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \alpha_3 \cdot \Delta i_{t-1} \quad (1)$$

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 Leveuge, 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 A1. Fonction de réaction – Doubles moindres carrés en deux étapes

	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	Dummy 'crise des Caisses d'épargne'	Dummy 'chocs 2001- 2004'
Equation (2)	-0,24	0,18	0,39	-0,78	1,73	0,83	1,00	
87:T3 – 01:T2	(-21,49)	(11,91)	(12,70)	(-2,23)	(21,38)	(16,32)	(38,04)	
Equation (3)	-0,11	0,07	0,39	-5,07	1,72	2,01	1,00	1,00
87:T3 – 05:T3	(-6,59)	(5,82)	(15,35)	(-4,24)	(5,96)	(7,92)	(9,59)	(5,73)

Source : calculs de l'auteur.

Tableau A2. Statistiques et tests

	Equation (2)	Equation (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

Equation estimée :

$$\Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot \tilde{y}_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \cdot \Delta \tilde{y}_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1}$$

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 A3. Taux d'intérêt à long terme – Doubles moindres carrés en deux étapes

		δ_1	δ_2	δ_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Equation (14)	Prix à la consommation	-0,43 (-5,59)	1,32 (2,96)	0,32 (3,18)	-8,79 (-2,71)	0,53 (5,59)	0,51 (3,05)	0,13 (3,20)
	Prix du PIB	-0,42 (-5,53)	1,40 (2,73)	0,30 (3,21)	-8,43 (-2,58)	0,58 (7,20)	0,52 (3,22)	0,13 (3,08)
Equation (15)	Prix à la consommation	-0,32 (-7,39)	0,97 (4,00)	0,28 (5,87)	-0,01 (-0,02)	0,60 (10,82)	0,70 (5,17)	0,28 (4,52)
	Prix du PIB	-0,33 (-7,68)	1,11 (4,85)	0,28 (5,62)	0,31 (0,79)	0,63 (14,46)	0,73 (6,14)	0,24 (4,90)

Source : calculs de l'auteur.

Tableau A4. Statistiques et tests

	Equation (14)		Equation (15)	
	Prix à la consommation	Prix du PIB	Prix à la consommation	Prix du PIB
\bar{R}^2	0,95	0,96	0,95	0,95
SEE	0,338	0,334	0,356	0,355
Test $\gamma_2 + \gamma_3 = 1$	$\chi(1) = 0,12$ (Prob, = 0,73)	$\chi(1) = 0,56$ (Prob, = 0,45)	$\chi(1) = 8,01$ (Prob, = 0,00)	$\chi(1) = 13,56$ (Prob, = 0,00)
Test de suridentification	J-Stat, =41,06 (Prob, = 0,51)	J-Stat, =38,08 (Prob, = 0,64)	J-Stat, = 40,11 (Prob, = 0,55)	J-Stat, =37,40 (Prob, = 0,67)

Source : calculs de l'auteur.

Annexe 2. Taux des Fonds Fédéraux et *output gap*

On reporte dans le tableau A5 les résultats des estimations avec la série d'*output gap* calculée par l'OCDE. Dans l'équation (3), on estime 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^{ème} trimestre 2001 et pour le 1^{er} et le 2^{ème} trimestre 2002 (graphique A2).

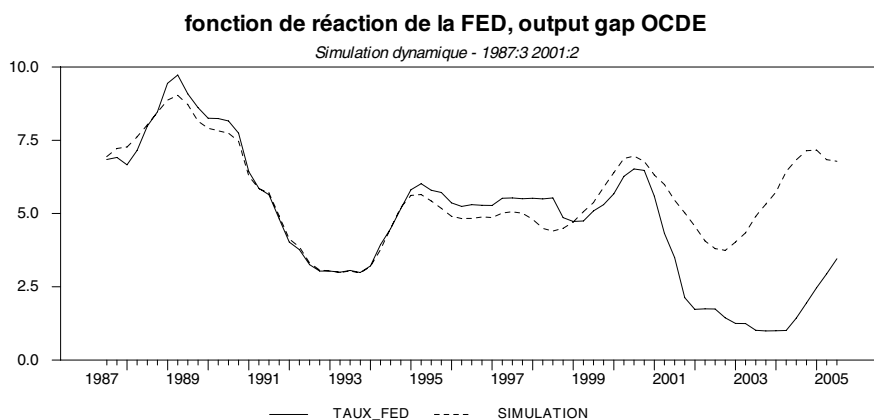
Le coefficient de réaction à l'inflation est faible dans les deux estimations, et inférieur à 1 pour l'équation (3), ce qui fait douter de la qualité de l'estimation. On retrouve cependant l'incapacité de l'équation (2) à rendre compte du niveau du taux court après les attentats du 11 septembre 2001 (graphique A1). Par ailleurs, la simulation sur l'ensemble de la période peine à rendre compte de la forte baisse du taux court dès 2001 (graphique A3).

Tableau A5. Estimation d'une fonction de réaction avec l'*output gap* calculé par l'OCDE.

	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	Dummy 'crise des Caisses d'épargne'	Dummy 'chocs 2001- 2004'
Equation (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 (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)

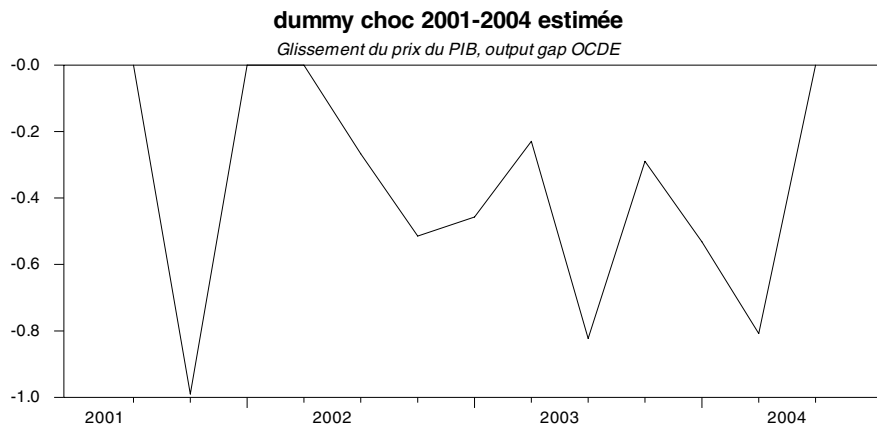
Source : calculs de l'auteur.

Graphique A1



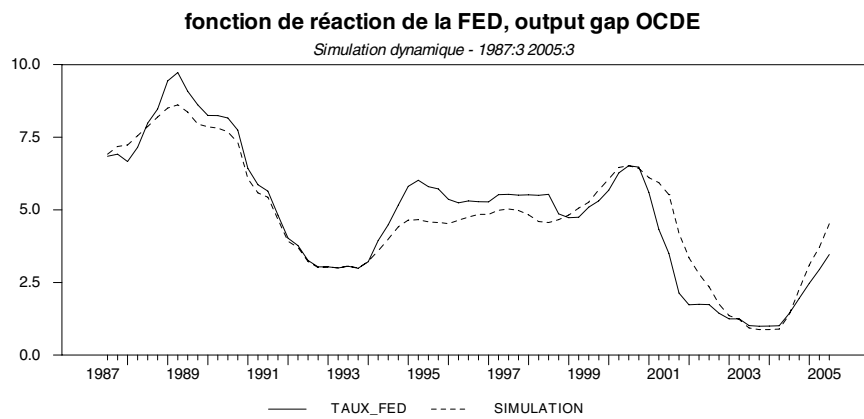
Source : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Graphique A2



Source : calculs de l'auteur.

Graphique A3



Source : Réserve Fédérale, calculs de l'auteur.

Annexe 3. MCE et anticipations – Comparaisons

On estime les équations sur la période 1987 T3 – 2005 T3 :

$$\Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1} - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1} - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} \quad (31)$$

$$\Delta I_t = \delta_1 \cdot (I_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 \cdot i_{t-1}^a - \gamma_3 \cdot \pi_{t-1}^a - \gamma_4 \cdot TUC_{t-1}) + \delta_2 \cdot (\gamma_2 \cdot \Delta i_t^a + \gamma_3 \cdot \Delta \pi_t^a + \gamma_4 \cdot \Delta TUC_t) + \delta_3 \cdot \Delta I_{t-1} \quad (32)$$

Tableau A6. Modèles à correction d'erreur et anticipations

Coefficient	Equation (31) 1987 T3 – 2005 T3	Equation (32) 1987 T3 – 2005 T3
δ_1	-0,09 (-1,77)	-0,51 (-5,34)
δ_2	0,55 (1,91)	1,92 (3,63)
δ_3	0,09 (0,74)	0,27 (2,60)
γ_1	-29,70 (-1,42)	-8,83 (-3,65)
γ_2	-0,07 (-0,24)	0,46 (7,34)
γ_3	0,95 (1,63)	0,77 (5,18)
γ_4	0,41 (1,60)	0,13 (4,34)

Source : calculs de l'auteur.

Tableau A7. Statistiques

\bar{R}^2	0,95	0,96
SEE	0,350	0,318

Source : calculs de l'auteur.

Annexe 4. 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 : $\pi_t^a = 0,7.\pi_t^a + 0,3.\pi_t$

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.

Annexe 5. La prime de risque dans le modèle de portefeuille

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 de long terme à échéance dans n périodes, rapportant un coupon C , et dont le rendement nominal anticipé sur une période est $H_t = \frac{C_t + E_t P_{t+1}^B - P_t^B}{P_t^B}$, 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 linéarisation, on obtient $H_t = \frac{I_t^{(n)} - \gamma_n E_t I_{t+1}^{(n-1)}}{1 - \gamma_n}$, où $I_t^{(n)}$ est le rendement à maturité, ou taux d'intérêt de long terme²⁸ 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 $V_t(I_{t+1}^{(n-1)}) = \sigma_R^2$; $\gamma_n = (1 - \gamma^{n-1})(1 - \gamma)$ 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 $S_t^2 = \alpha_L^2 \frac{\gamma_n^2 \sigma_i^2}{(1 - \gamma_n)^2}$, α_L et α_c 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 soit égale à l'unité :

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

Les conditions nécessaires à l'obtention du maximum de U , sont obtenues en annulant les dérivées partielles de Z par rapport à α_c , α_L et λ :

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

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

$$\alpha_L^e = \frac{\mu(1 - \gamma_n)^2}{\gamma_n^2 \sigma_i^2} [H_t - i_t]; \quad \mu = \frac{-1}{2} \frac{\partial U / \partial \bar{\rho}}{\partial U / \partial S^2}$$

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 σ_i^2 , et une fonction croissante de l'audace des détenteurs de portefeuille μ . Lorsque les agents ont de l'aversion au risque, μ est positif²⁹, et tend vers zéro plus le degré d'aversion est élevé (à

²⁸ Voir Shiller (1979) pour une présentation détaillée.

²⁹ Dans le cas d'agents qui aiment le risque, μ 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 pour se laisser une chance de réaliser un gain en capital plus élevé du fait d'une forte variance du titre long (Tobin, 1958).

la limite, les agents placent la totalité de leur portefeuille en titres courts, dont le rendement sur une période est certain). Le taux de long terme peut s'écrire

$$I_t^{(n)} = i_t + \frac{\gamma_n}{1-\gamma_n} \partial I + \kappa \cdot \alpha_L^e$$

avec $\partial I = E_t I_{t+1}^{(n-1)} - I_t^{(n)}$; $\kappa = \frac{\gamma_n^2 \sigma_I^2}{\mu(1-\gamma_n)^2}$

ce qui donne, en itérant vers le futur :

$$I_t^{(n)} = \sum_{i=0}^{+\infty} (\gamma_n)^i \left[(1-\gamma_n) \cdot i_{t+i} + \kappa \cdot \alpha_L^e \right] \quad (33)$$

Si α_L^e est supposé constant, ce qui paraît acceptable étant donné l'évolution lente dans le temps des stocks d'actifs financiers, si σ_I^2 varie dans le temps, alors la prime de risque est une fonction de la variance anticipée du taux long (Engle *et al.*, 1987).