

POLITIQUE BUDGÉTAIRE ET TAUX D'INTÉRÊT

Bruno Ducoudré *

Docteur au Département économie de la mondialisation de l'OFCE

Depuis les années 1970, la montée des déficits et des stocks de dette publique a conduit les économistes à soulever la question de leurs effets sur les taux d'intérêt. La dette croissante et les déficits récurrents auraient engendré des pressions inflationnistes, ce qui aurait contraint les banques centrales à augmenter le taux de court terme. Les marchés financiers anticipant la persistance de ces tensions, cela conduirait à une hausse des taux longs et à des effets d'éviction.

Cet article analyse les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt d'un point de vue théorique et empirique. Ces effets reposent principalement sur l'hypothèse de plein emploi, le type de politique budgétaire menée et les anticipations des agents la concernant. L'estimation des effets des variables de politique budgétaire dans les fonctions de réaction des banques centrales et dans les équations de taux de long terme pour les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne et le Japon sur la période 1980-2003 montre que ces effets ne sont pas automatiques et varient d'un pays à l'autre. Globalement, les politiques budgétaires n'auraient pas provoqué de hausse des taux d'intérêt réels sur la période.

* Je remercie Henri Sterdyniak, pour ses conseils, ainsi que Jérôme Creel pour ces commentaires sur une version préliminaire de ce travail. Je suis seul responsable des omissions et erreurs éventuelles.

Bruno.ducoudre@ofce.sciences-po.fr.

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

1. Quelles sont les conditions pour qu'une hausse du déficit public entraîne un effet d'éviction par une hausse des taux d'intérêt ? Faut-il que l'économie fonctionne sous contrainte d'offre, ou la hausse peut-elle survenir en période de dépression durable de la demande, quand le déficit public vise à compenser l'insuffisance de la demande ?
2. Quelle est l'importance de l'interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire ?
3. Comment les marchés financiers anticipent-ils la politique budgétaire future ? Dans quelle mesure ces anticipations déterminent-elles les taux longs réels ?

L'article comprend trois parties. La première partie présente les bases théoriques de l'effet d'éviction. Elle montre que celui-ci n'apparaît pas tant que la politique budgétaire est utilisée à des fins de stabilisation macroéconomique. La deuxième partie analyse les études empiriques ayant évalué l'impact de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt. Celles-ci estiment généralement des formes réduites, qui n'intègrent pas les effets conjoncturels, les autres déterminants des taux d'intérêt (comportement des entreprises et des ménages) et font des hypothèses contestables sur la façon dont les marchés anticipent les déficits publics futurs. La troisième partie présente des estimations de fonctions de

réaction des autorités monétaires, et d'équations de taux d'intérêt de long terme pour les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne¹ et le Japon sur la période 1980-2003. Il apparaît que les politiques budgétaires n'ont pas eu d'impact direct sur la fixation des taux courts par les autorités monétaires. Les politiques budgétaires n'auraient pas non plus, dans l'ensemble, provoqué de hausse généralisée des taux d'intérêt réels de long terme sur la période considérée.

I. Les liens taux d'intérêt-politique budgétaire

I.1. La théorie de l'éviction par les taux d'intérêt

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

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

ii) *L'éviction de portefeuille*. La hausse du stock de dette publique nécessite, pour être détenue dans le portefeuille des agents, un accroissement des taux longs relativement aux taux courts (Friedman, 1978).

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

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

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

Ces arguments sont cependant contestables. Le canal (i) dépend de l'hypothèse de contrôle de la masse monétaire par la banque centrale. Il disparaît dès que la banque centrale ajuste l'offre de monnaie pour atteindre un taux d'intérêt objectif. Dans ce cas, l'interaction stratégique entre l'État et la banque centrale est au cœur de l'effet d'éviction.

1. Concernant l'Allemagne, l'étude se restreint à la période 1980-1998, du fait du passage à l'euro. Aucun autre pays européen n'a été retenu puisque la formation des taux d'intérêt y a été influencée par la nécessité de se maintenir dans le SME, puis par la crédibilité de la création de la monnaie unique.

Le canal (ii) est très faible empiriquement (Frankel, 1985). Par ailleurs, si les entreprises désirent se désendetter ou les ménages détenir plus de titres, les agents peuvent détenir un montant plus important de titres de dette publique sans que le taux d'intérêt soit affecté.

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

Selon l'équivalence ricardienne, une hausse des dépenses publiques financée par la dette entraîne une diminution de la consommation et de l'investissement privés si les agents privés anticipent une hausse future des impôts. Ils augmentent leur épargne pour y faire face, ce qui laisse le taux d'intérêt et la demande globale inchangés.

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

1.2. Politique monétaire et politique budgétaire

Supposons que la banque centrale fixe le taux d'intérêt en fonction d'un arbitrage sur l'inflation et la stabilisation de l'activité, conformément aux travaux empiriques sur le comportement des banques centrales (Sterdyniak et Villa, 1977 ; Taylor, 1993 ; Clarida *et al.*, 1997). Si les autorités monétaires et budgétaires ont la même fonction de perte, elles vont réagir dans le même sens à la suite d'un choc (voir Capoen *et al.*, 1994). On aura donc, soit hausse du taux d'intérêt et politique budgétaire restrictive, soit baisse du taux d'intérêt et politique budgétaire expansionniste. Les deux politiques ne s'opposent pas, ce qui permet à la politique monétaire de ne pas trop baisser le taux d'intérêt et à la politique budgétaire de ne pas créer trop de déficit. Les périodes de déficit public sont des périodes de bas taux d'intérêt réels. À certaines périodes, une contrainte de trappe à liquidité joue puisque le taux d'intérêt ne peut descendre au-dessous d'une valeur minimale ; la politique budgétaire supporte le poids de l'ajustement. Dans ce cas, le taux d'intérêt est très faible tandis que le déficit budgétaire est élevé. Le fort déficit budgétaire ne peut être rendu responsable du niveau des taux d'intérêt. C'est la situation que le Japon connaît depuis 1995 et que les États-Unis ont connue de septembre 2001 à mi-2004.

Si les fonctions de perte diffèrent fortement, les autorités monétaires vont désirer une politique plus restrictive que les autorités budgétaires. À la suite d'un choc inflationniste, les autorités monétaires augmentent leur taux d'intérêt tandis que les autorités budgétaires soutiennent l'activité par le déficit public. Les deux politiques vont en sens contraire, et le déficit a un impact positif sur le taux court réel. La banque centrale utilise le taux d'intérêt pour freiner la demande globale alors que la hausse du déficit public la stimule. On peut donc observer des périodes de déficits élevés et de forts taux d'intérêt (comme en Europe en 1992-1993).

Si, sur la période considérée, les hausses du déficit public ont été généralement autonomes, c'est-à-dire sans lien avec la situation conjoncturelle, elles ont été accompagnées d'une hausse du taux d'intérêt, en raison de la hausse de l'inflation induite par la hausse de la demande globale. Si sur la période, les hausses du déficit public ont généralement compensé des baisses de la demande privée, elles ont été accompagnées d'une stabilité du taux d'intérêt (si la compensation a été parfaite) ou d'une baisse (si elle a été imparfaite ou si la politique monétaire et la politique budgétaire se sont partagées la charge de l'ajustement). Le lien empiriquement constaté sur le passé entre déficit public et taux d'intérêt n'est donc pas structurel ; il dépend de l'histoire passée du *policy mix* ; que sur le passé, la politique monétaire et la politique budgétaire aient été utilisées de façon coordonnée ou conflictuelle ne renseigne en rien sur les conséquences actuelles d'une hausse des déficits publics.

1.3. Taux de long terme, anticipations et éviction

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

1.3.1. Le modèle²

Considérons une économie fermée, composée de trois agents : le secteur privé non financier (ménages et entreprises), l'État, la banque

2. Des modèles similaires sont proposés par Blanchard (1984), Turnovsky et Miller (1984) et Turnovsky (1989). Ceux-ci analysent les effets de la politique budgétaire sur le taux long en introduisant une équation d'arbitrage taux court-taux long. Ils supposent que la banque centrale contrôle la masse monétaire. De plus, Turnovsky et Miller (1984) n'introduisent pas la dynamique des prix. Turnovsky (1989) ne tient pas compte de la contrainte budgétaire de l'État. Blanchard étudie un modèle avec ajustement graduel de la production et des prix, mais sans contrainte budgétaire, la politique budgétaire étant résumée par un indicateur synthétique.

centrale. Sur le marché financier s'échangent des bons à court terme et des obligations perpétuelles détenus par les ménages. Les bons de court terme ont un prix unitaire, payent un intérêt i , et leur stock (en % du PIB nominal) vaut b . Les obligations perpétuelles, en quantité B (rapportée au PIB nominal), paient un coupon unitaire, ont un prix égal à :

$$p = \frac{1}{I}, \text{ et ont un rendement anticipé } H = I - \frac{\dot{I}}{I},$$

où I est le taux long nominal.

$$\dot{I} = \frac{dI}{dt}$$

est l'anticipation supposée parfaite de la variation du taux long entre t et $t + 1$. Les agents sont supposés neutres au risque. L'équilibre d'arbitrage du portefeuille d'actifs financiers des ménages implique que le rendement anticipé d'une obligation soit égal au taux court (équation 1). Le taux long est l'anticipation moyenne par le marché des taux courts futurs³. La banque centrale ajuste son taux court nominal i en fonction de l'écart entre l'inflation constatée et l'objectif d'inflation ($\pi - \pi^{obj}$) d'une part, et en fonction de l'écart de production⁴ y d'autre part (équation 2). La richesse financière des ménages vaut :

$$W = \frac{B}{I} + b \tag{3}$$

La dynamique de l'inflation est représentée par une équation de Phillips augmentée des anticipations, où π est le taux de croissance du prix du PIB et $\alpha > 0$ (équation 4). L'équation (5) représente l'inflation de long terme anticipée, et $0 \leq \omega < 1$. Cette spécification rend compte empiriquement des phénomènes de mémoire dans la formation des anticipations d'inflation de long terme tout en assurant à long terme la cohérence entre l'inflation anticipée et l'inflation réalisée (Helbling et Wescott, 1995 ; Brender et Pisani, 1997). Plus ω est proche de zéro, plus les agents révisent rapidement leurs anticipations. Si les marchés financiers sont tournés vers le futur, les agents non financiers ne le sont pas (comme dans Blanchard, 1984).

Soit
$$R^a = I - \pi_{LT}^a \tag{6}$$

le taux long réel anticipé. La demande privée (équation 7) dépend négativement du taux long réel anticipé R^a et des impôts T , et positivement de la richesse financière réelle, avec $c, \kappa, \sigma \geq 0$. L'équation (8) représente l'équilibre sur le marché des biens, G étant la dépense

3. La résolution de l'équation (1) par intégration vers le futur, en supposant l'égalité entre taux long et taux court anticipé à la dernière période, donne

$$I_t = \frac{1}{\int_{t=0}^{+\infty} e^{-\int_t^x i_t dt'} dx}$$

4. L'écart de production vaut : $y = 100 (Y - \bar{Y} / \bar{Y})$, où Y est le PIB et \bar{Y} le PIB potentiel.

publique réelle en % du PIB. La dette publique évolue en fonction du déficit primaire de l'État $G - T$, et de la charge réelle d'intérêt $(1 - \pi) \cdot B_{-1}$ sur les obligations perpétuelles (équation 9).

$$I - \frac{\dot{I}}{I} = i \quad (1)$$

$$i = r_{-1} + \pi + \lambda \cdot (\pi - \pi^{obj}) + \gamma \cdot y \quad (2)$$

$$W = \frac{B}{I} + b \quad (3)$$

$$\pi = \pi_{-1} + a \cdot y \quad (4)$$

$$\pi_{LT}^a = \omega \pi_{LT,-1}^a + (1 - \omega) \cdot \pi \quad (5)$$

$$R^a = I - \pi_{LT}^a \quad (6)$$

$$d = -\sigma \cdot R^a + \kappa \cdot (1 - \pi) \cdot W_{-1} - c \cdot T \quad (7)$$

$$y = G + d \quad (8)$$

$$\frac{B}{I} = (1 - \pi) \cdot \left(\frac{B_{-1}}{I} + B_{-1} \right) + G - T \quad (9)$$

1.3.2. Le long terme

L'équilibre de long terme est atteint quand la dette, le taux d'intérêt et le taux d'inflation sont constants. L'écart de production est alors nul. D'où :

$$\bar{\pi}_{LT}^a = \bar{\pi} \quad (10)$$

$$\bar{R} = \bar{I} - \bar{\pi} = \frac{\bar{G} - c \cdot \bar{T} + \kappa \cdot (1 - \bar{\pi}) \cdot \bar{W}}{\sigma} = \bar{r} \quad (11)$$

$$(\bar{I} - \bar{\pi}) \cdot \frac{\bar{B}}{\bar{I}} = \bar{T} - \bar{G} \quad (12)$$

Le taux long réel \bar{R} équilibre le marché des biens (équation 11). Il dépend positivement des niveaux de long terme de la dette et de la dépense publique, et négativement du niveau de long terme des impôts. La banque centrale atteint son objectif d'inflation (*cf.* encadré).

Règle de Taylor et taux d'intérêt d'équilibre

La règle de Taylor est généralement écrite :

$$i = \rho + \pi + \lambda \cdot (\pi - \pi^{obj}) + \gamma \cdot y \quad (2')$$

où ρ est une constante, censée être le taux réel d'équilibre, c'est-à-dire celui qui assure l'équilibre sur le marché des biens et la stabilité de l'inflation.

Mais ceci suppose que ρ est stable et parfaitement connu. En fait, la spécification traditionnelle de la règle entraîne que la banque centrale n'atteint pas à long terme son objectif d'inflation : une hausse permanente de demande nécessite une hausse permanente du taux réel d'équilibre, qui est rendue possible par un écart persistant entre π et π^{obj} . Le taux d'inflation d'équilibre dépend de la politique monétaire, de la politique budgétaire et de la demande privée. Pour atteindre le taux d'inflation de long terme désiré, la banque centrale doit avoir une autre règle de comportement. Par exemple,

$$\begin{aligned} \dot{i} &= r + \pi \\ \text{où } r &= r_{-1} + \lambda(\pi - \pi^{obj}) + \gamma y \end{aligned}$$

Elle augmente le taux d'intérêt réel r tant que l'inflation est au-dessus du niveau désiré. Dans ce cas, cependant, l'économie converge de façon cyclique et non plus monotone vers son équilibre de long terme (Creel et Sterdyniak, 1999).

L'équilibre de long terme dépend des fonctions de réaction des autorités monétaire et budgétaire. On ne peut supposer exogènes les niveaux de la dépense publique et de l'impôt. Une hausse permanente de G conduirait à l'explosion de la dette publique.

Supposons donc que l'État ajuste les impôts selon le niveau de la dette publique :

$$T = T_0 + f\left(\frac{B}{I}\right)_{-1}, f > 0 \quad (13)$$

La contrainte budgétaire de l'État à dette publique stable s'écrit :

$$\frac{\bar{B}}{\bar{I}} = \frac{\bar{G} - T_0}{f - \bar{R}}$$

La stabilité est assurée si :

$f > \bar{R}$. G , T et B/I sont nécessairement interdépendants à long terme.

À dette publique stable, on a :

$$\bar{T} = \bar{G} + \bar{R} \cdot \frac{\bar{B}}{\bar{I}}$$

1.3.3. Éviction et mode de financement

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

Si l'État finance la hausse des dépenses publiques par une hausse *ex ante* des impôts ($\Delta T_0 = \Delta \bar{G}$), la hausse du taux long réel vaut :

$$\frac{\partial \bar{R}}{\partial \bar{G}} = \frac{1 - c}{\sigma}$$

Si l'État finance *ex ante* la dépense par émission de dette uniquement, la dette augmente, ce qui induit une hausse des impôts, jusqu'à ce que *ex post* :

$$\bar{T} = \bar{G} + \bar{R} \cdot \frac{\bar{B}}{\bar{I}} = T_0 + f \frac{\bar{B}}{\bar{I}}$$

La hausse du taux long réel est alors au premier ordre de :

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

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

1.3.4. Taux d'intérêt et déficit public contracyclique

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

- (H1) Soit que suite à un choc de demande négatif, la politique de stabilisation conjoncturelle augmente la demande globale présente et future, ce qui aura un effet positif sur le taux long.
- (H2) Soit que toute hausse du déficit est irréversible, et conduira à une augmentation incontrôlée du stock de dette publique et de l'inflation.
- (H3) Soit que le déficit est dû à une hausse permanente de la dépense publique, qui sera suivie d'une hausse des impôts pour stabiliser la dette publique, et qui donnera lieu à un effet d'éviction une fois l'économie au plein emploi. Les agents anticipent un futur où la dette et les taux réels seront plus élevés à l'équilibre de plein emploi. Le taux d'intérêt augmente par anticipation.

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

Si le déficit provient d'une baisse des impôts, l'effet sur les taux d'intérêt réels dépend de la façon dont le marché anticipe que sera satisfaite la contrainte budgétaire de l'État : s'il anticipe que l'État devra remonter les impôts, l'impact est positif sur les taux réels de long terme, du fait de l'anticipation d'accumulation de dette. S'il anticipe une baisse de la dépense publique future, le niveau de long terme des taux réels doit baisser pour que la hausse de la demande privée compense la

baisse de la demande publique (Cohen et Garnier, 1991). Une hausse du déficit peut donc entraîner à la fois une baisse du taux réel de long terme et une hausse du stock de dette publique. La mesure de l'effet d'éviction nécessite de tester l'effet du déficit conjointement avec celui de la part de la dépense publique dans le PIB.

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

Exemple numérique : Supposons que l'État ajuste sa dépense en fonction de l'écart de production

$$G = -y \quad (14)$$

En réponse au choc, la banque centrale baisse le taux de court terme. L'État augmente ses dépenses pour soutenir l'activité. Les agents privés savent que le choc de demande privée va se résorber, et que l'accumulation de la dette implique une hausse future des impôts. Ils savent que la politique budgétaire est parfaitement réversible, et prévoient une hausse progressive du taux court au fur et à mesure que l'inflation retourne vers sa cible. Le taux long baisse moins que le taux court, et l'écart entre taux long et taux court augmente (tableau 1). On observe temporairement une hausse des dépenses publiques et une baisse du taux long réel : il n'y a pas d'effet d'éviction.

Les politiques budgétaires de régulation macroéconomique ont un impact à court terme sur les taux réels. Cet impact doit être différencié de l'impact à long terme résultant par exemple de niveaux de dette ou de dépenses publiques trop élevés. Seuls ces derniers peuvent conduire à un effet d'éviction. Un déficit donné n'a donc pas le même impact sur les taux d'intérêt selon que les agents anticipent qu'il est permanent ou transitoire.

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

période	y	G	i	l	π_{LT}^a	R
1	-0,41	0,41	-0,51	-0,42	-0,06	-0,35
2	0,05	-0,05	-0,25	-0,24	-0,10	-0,14

Notes : On simule le modèle composé des équations (1), (2'), (3) à (9), (13) et (14), $a = \lambda = \gamma = \sigma = c = 0,5$; $\omega = 0,7$; $f = \kappa = 0,1$.
Le choc négatif de demande privée ne frappe que la période 1.

1.4. Patrimoine désiré et éviction

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

Supposons que les agents privés désirent détenir un niveau net d'actifs financiers non risqués valant, en pourcentage du PIB :

$$h = \alpha + \beta R^a \quad \text{où} \quad R^a = I - \pi_{LT}^a \quad (15)$$

est le taux long réel anticipé. L'équilibre du compte de l'État impose qu'en équilibre stable :

$$\tau.Y = G + R.h$$

τ est le taux d'imposition. On suppose que l'État ajuste les dépenses publiques pour satisfaire sa contrainte budgétaire d'une part, et pour atteindre un objectif de niveau de dette publique Φ d'autre part. La fonction de réaction des autorités budgétaires s'écrit donc :

$$G = \tau.Y - (1 - \pi).B_{-1} + \pi.\frac{B_{-1}}{I} + v.\left(\Phi - \frac{B}{I}\right) \quad (16)$$

$v > 0$ est la vitesse d'ajustement du déficit.

Suite à une hausse du patrimoine désiré des ménages (ici, une hausse de α), l'État peut suivre deux stratégies. La première consiste à ajuster la dépense publique pour faire baisser le taux long réel, de telle sorte que les ménages désirent *in fine* détenir le stock de dette publique objectif Φ . Dans ce cas, le taux d'intérêt d'équilibre vaut :

$$R = (\Phi - \alpha) / \beta$$

La baisse de la dépense publique fait baisser le taux d'intérêt réel et le stock d'actifs désiré par les ménages. Dans le même temps, la baisse du PIB à court terme induit une baisse plus importante des recettes fiscales, qui entraîne une hausse de la dette publique. À long terme, le taux long réel est plus faible et la dette publique revient à son niveau d'origine Φ . La baisse de la charge d'intérêt permet à l'État d'accroître son niveau de dépenses. On observe donc à court terme une hausse du stock de dette publique parallèlement à une baisse des taux d'intérêt réels, et, dans le long terme, une baisse des taux réels parallèlement à un niveau inchangé de dette publique. Le point délicat est que l'État n'a aucune garantie sur le niveau de taux d'intérêt réel correspondant à son objectif de dette publique.

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

Une hausse du niveau de la dette publique n'entraîne pas systématiquement une hausse du taux d'intérêt réel. La prise en compte des comportements privés de détention des actifs financiers et d'endettement est essentielle si on veut expliquer le niveau de long terme des taux d'intérêt.

2. Des liens empiriques ténus

La hausse du taux d'intérêt de long terme peut être induite par l'anticipation d'une demande (publique ou privée) future trop élevée, par l'anticipation qu'une dette trop forte induira un niveau de demande privée trop haut, par l'anticipation qu'une dette trop importante incitera le gouvernement à choisir un taux d'inflation plus élevé, ou par une prime de risque induite par un sentiment de risque de défaut du gouvernement.

2.1. Les variables de politique budgétaire

Deux variables de politique budgétaire sont généralement utilisées pour tester l'effet de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt : le déficit public et la dette publique.

2.1.1. Le déficit public

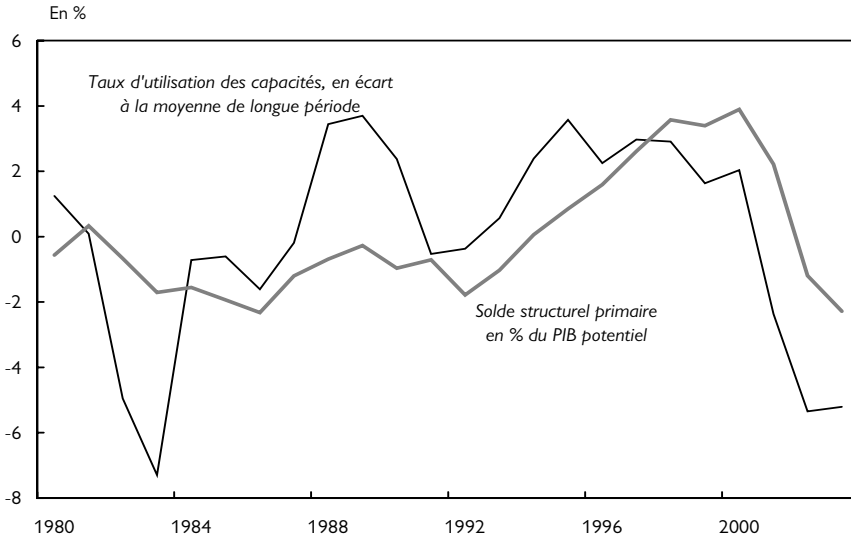
Mesurer l'impact du déficit nécessite de dissocier ses déterminants. Selon Creel et Sterdyniak (1995), le déficit public peut être décomposé en quatre composantes : le déficit primaire autonome DA , le déficit conjoncturel automatique DCA , le déficit conjoncturel discrétionnaire DCD et les intérêts sur la dette ID . Théoriquement, le taux long réel doit varier en sens inverse de DCA et DCD : suite à un choc négatif de demande, DCA et DCD augmentent, tandis que le taux long réel diminue. ID dépend positivement du taux long réel, une hausse de ce dernier entraînant mécaniquement une hausse de la charge d'intérêt. L'effet d'éviction est provoqué par le déficit autonome DA , s'il correspond à une demande trop forte à long terme. Les données de la Commission

européenne, ou de la base de données des *Perspectives économiques de l'OCDE* ne permettent que de calculer $DA + DCD$, le déficit structurel primaire (DSP). Les économètres, qui ne séparent pas DA et DCD , mais estiment l'impact du DSP sur le taux long réel, testent à la fois l'anticipation par les agents du choix par le gouvernement d'un taux d'inflation plus élevé ou d'une demande publique trop forte à long terme, mais aussi l'effet de DCD sur la demande, donc sur les taux, bien qu'à long terme DCD n'ait pas d'impact sur le taux réel.

L'examen de l'évolution conjointe du solde structurel primaire (SSP) et de l'écart de production (graphiques 1) montre que le SSP se creuse en période d'insuffisance de la demande, et s'élève en période de forte demande, quand les tensions sur les capacités de production entraînent des tensions inflationnistes, donc une hausse des taux réels. Cela se vérifie plus particulièrement après 1992 pour les États-Unis, et après 1988 pour le Royaume-Uni et le Japon. En Allemagne, la politique budgétaire paraît plus procyclique, notamment du fait de la réunification. Un effet positif du DSP sur le taux long réel peut provenir de la politique de régulation conjoncturelle, contracyclique, plutôt que d'un effet d'éviction lié à une politique budgétaire procyclique. Il faut donc prendre en compte, dans l'estimation, l'effet du cycle, en y intégrant un indicateur conjoncturel.

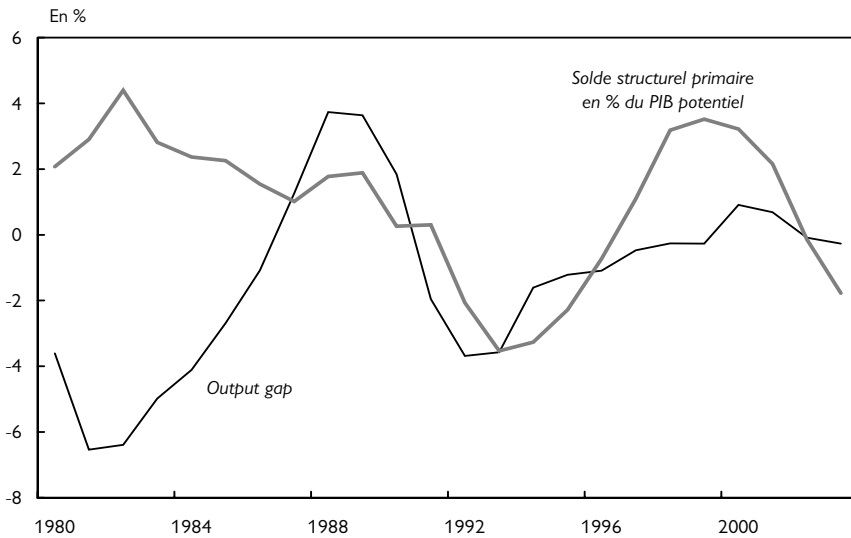
Enfin, l'effet d'un déficit issu d'une baisse d'impôt n'est pas le même sur le taux long selon que le marché anticipe qu'il sera corrigé par une hausse des impôts ou une baisse des dépenses. Il faut donc tester l'impact du déficit avec celui des dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles. Mais les niveaux de dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles sont restés relativement stables en part du PIB potentiel sur la période considérée (graphique 2), excepté au Japon, où les dépenses sont en constante augmentation depuis le début des années 1990 et le début de la déflation. On ne peut donc s'attendre à trouver un impact spécifique de la dépense publique primaire sur les taux d'intérêt.

1a. Taux d'utilisation des capacités productives et solde structurel primaire États-Unis



Sources : Réserve fédérale, Perspectives économiques de l'OCDE.

1b. Écart de production et solde structurel primaire Royaume-Uni



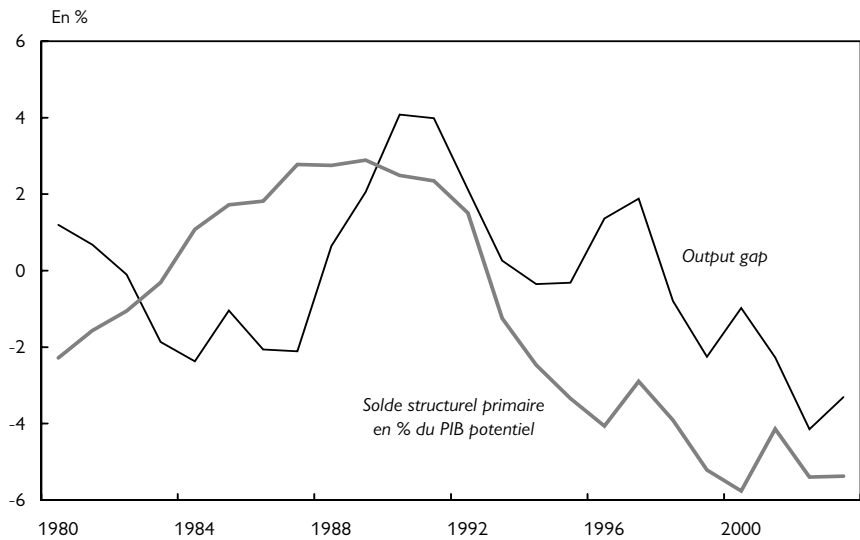
Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

1c. Écart de production et solde structurel primaire
Allemagne



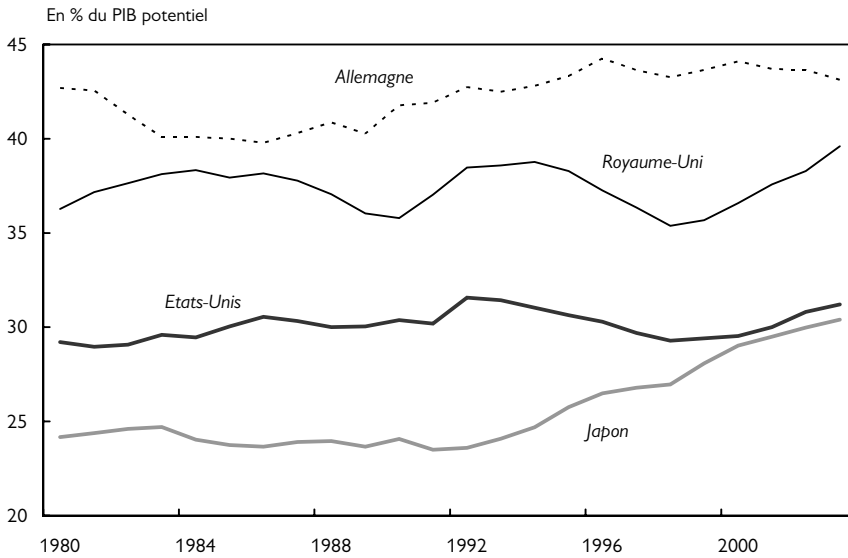
Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

1d. Écart de production et solde structurel primaire
Japon



Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

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



Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

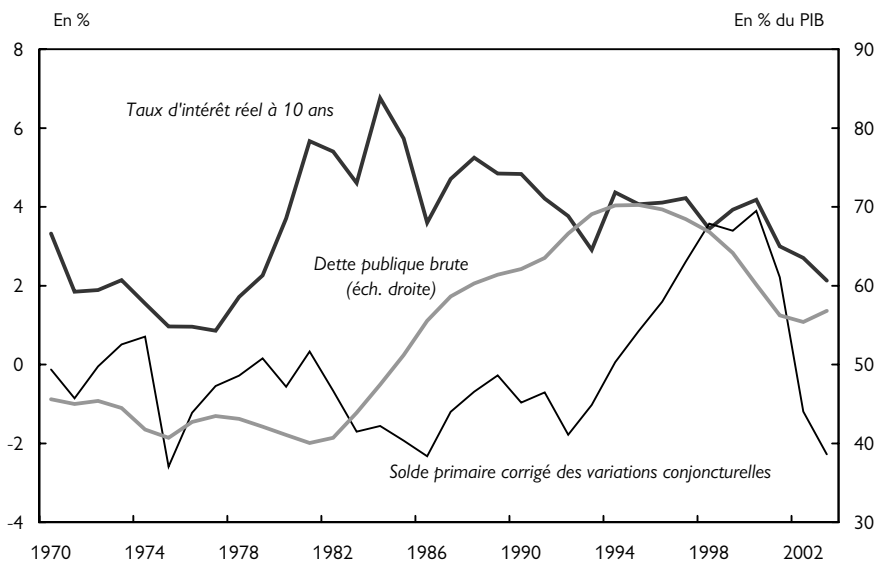
2.1.2. La dette publique

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

L'examen, de l'évolution conjointe du taux long réel et des variables budgétaires montre qu'il n'existe pas de lien automatique entre celui-ci et celles-là. Le taux long réel américain augmente en 1980, deux ans avant la hausse de la dette publique (graphiques 3). En Allemagne et au Japon, la dette publique s'accroît continuellement depuis 1970, tandis que les taux réels restent stables. Entre 1980 et 2003, la dette publique a diminué de 6 points tandis que le taux long réel augmentait d'environ 3 points au Royaume-Uni. La pratique consistant à expliquer le niveau ou les variations des taux longs réels par des seules variables de politique budgétaire⁵ ne peut donc être satisfaisante.

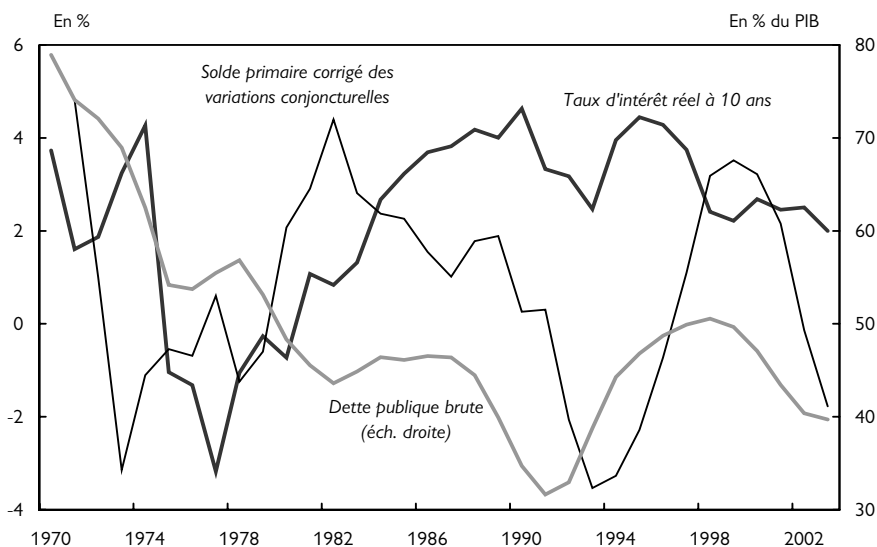
5. Comme dans Ford et Laxton (1999) par exemple.

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



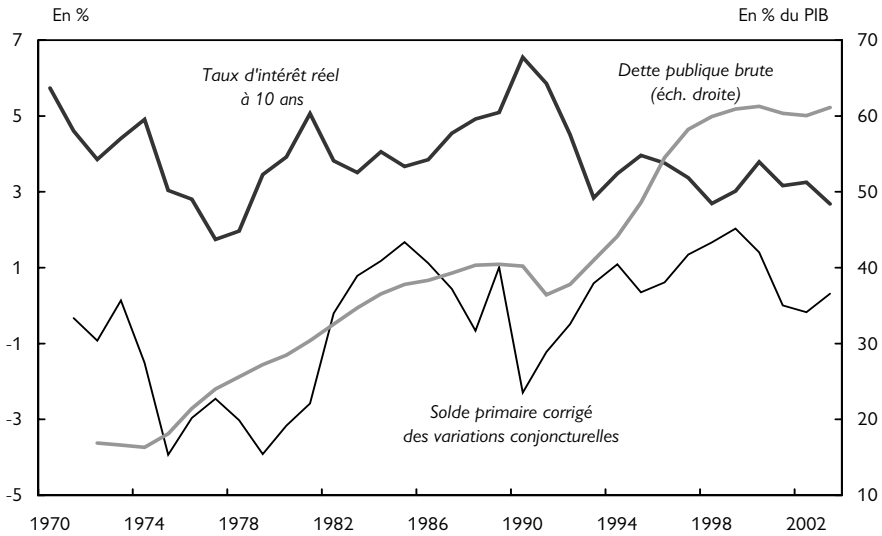
Source : Réserve fédérale, Perspectives économiques de l'OCDE 76, calculs de l'auteur.

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



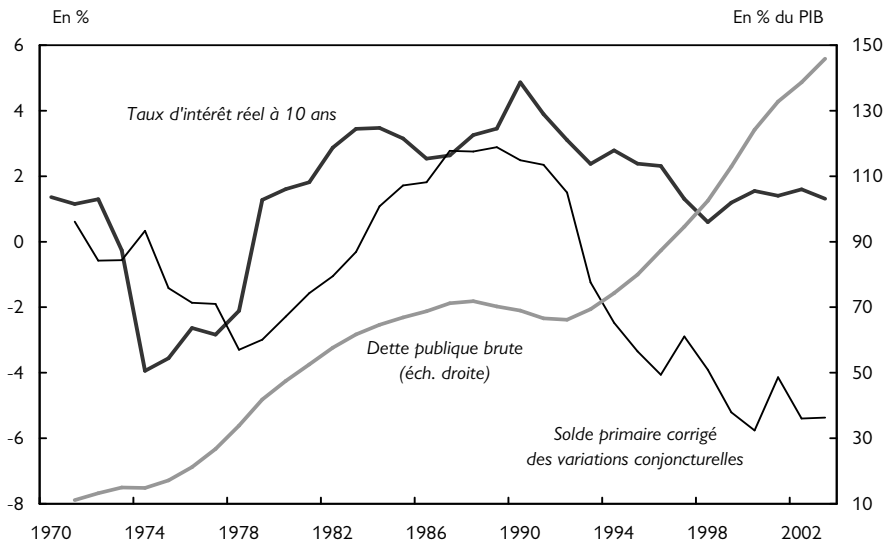
Source : Banque d'Angleterre, Office for National Statistics, Perspectives économiques de l'OCDE 76, calculs de l'auteur.

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



Source : Bundesbank, Datastream, Perspectives économiques de l'OCDE 76, calculs de l'auteur.

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



Source : Datastream, Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecom, Perspectives économiques de l'OCDE 76, calculs de l'auteur.

2.2. Les travaux empiriques

Les travaux empiriques étudiant l'impact de la dette et des déficits publics sur les taux d'intérêt sont très nombreux⁶ ; ils présentent une grande diversité de résultats⁷.

Barth *et al.* (1991), ainsi que Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) classent les travaux empiriques portant sur les liens entre taux d'intérêt et déficits publics selon que l'on mesure cet impact sur le taux court ou le taux long. Ils constatent que les études portant sur les taux courts concluent généralement à l'absence d'effet des déficits ou de la dette sur ceux-ci. Mehra (1996) ne trouve pas d'impact significatif des variables de politique budgétaire sur la détermination du taux d'intérêt de court terme. Clarida *et al.* (1997) ne testent pas l'impact éventuel du déficit public sur celui-ci. En particulier, la thèse selon laquelle un fort niveau de dette obligerait la banque centrale à pratiquer un bas taux d'intérêt pour éviter que la dette publique ne devienne insoutenable n'apparaît guère empiriquement.

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

2.2.1. La théorie des fonds prêtables

La théorie des fonds prêtables est souvent évoquée pour mesurer les effets d'éviction (Hoelscher, 1986 ; Barro et Sala i Martin, 1990 ; Mehra, 1992 ; Correia-Nunes et Stemitsiotis, 1995 ; Cebula, 2000 ; Caporale et Williams, 2002). L'équation estimée est une forme réduite du type :

$$I = \alpha X + \varphi_1 SP + \varphi_2 B$$

6. Voir Brook (2003) et Laubach (2004) pour une revue récente de la littérature, et Barth *et al.* (1991) pour une revue exhaustive des travaux parus jusqu'à la fin des années 1980.

7. Parmi les études qui obtiennent un lien positif entre taux d'intérêt de long terme et déficit public, on peut citer Hoelscher (1986), Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995), Miller et Russek (1996), Cebula (2000), Ardagna *et al.* (2004). D'autres ne mettent pas ce lien en évidence : Evans (1985, 1987a, 1987b), Mehra (1992), Breedon *et al.* (1999), et Caporale et Williams (2002). L'effet du déficit public sur le taux de long terme américain est tantôt négatif (Evans, 1985 ; Caporale et Williams, 2002), tantôt nul (Mehra, 1992), tantôt positif (Correia-Nunes et Stemitsiotis, 1995 ; Ford et Laxton, 1999). Par ailleurs, il est généralement difficile de trouver un impact positif significatif de la dette sur le taux long réel. Par exemple, Ardagna *et al.* (2004) le trouvent toujours soit négatif, soit non significatif.

où I est le taux d'intérêt de long terme, et X une matrice représentant la politique monétaire (généralement le taux court), les anticipations d'inflation, l'influence éventuelle des taux étrangers, et les conditions sur le marché des biens, SP est le solde public, et B le stock de dette publique. Par exemple, Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) et Caporale et Williams (2002) estiment :

$$I = \alpha_0 + \alpha_1.r + \alpha_2.\pi^a + \alpha_3.\dot{Y} + \varphi_1.SP$$

où r est le taux court réel, π^a l'inflation anticipée, et \dot{Y} le taux de croissance du PIB. En fait, il s'agit d'une équation mal spécifiée : en particulier, on ne sait si les variables de finances publiques représentent des anticipations du déséquilibre futur du marché des biens, donc de l'inflation et des taux courts ou si elles représentent l'arbitrage actuel des agents entre titres courts et longs. Elle suppose que seules les variables budgétaires jouent sur ce déséquilibre ou cet arbitrage. Pour être cohérent avec la théorie des fonds prêtables, il faudrait analyser précisément la demande de fonds émanant des entreprises, leur endettement, et l'offre des ménages.

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

Pour illustrer ces critiques, nous avons ré-estimé les équations de Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) sur la période 1978-2003. Nous ne trouvons plus que sept cas sur dix où le solde public a un impact négatif sur le taux long nominal (tableau 2). Si nous remplaçons le solde budgétaire courant par le solde primaire structurel et introduisons l'écart de production dans l'estimation, l'effet n'est significatif et négatif que dans trois cas sur dix (tableau 3). De toute évidence, les travaux de Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) ne peuvent servir de base empirique solide à l'affirmation d'un effet automatique du déficit public sur le taux d'intérêt de long terme. Nos résultats montrent que cette relation n'est ni statistiquement forte, ni robuste.

2. Ré-estimation des équations de Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995)
1978-2003

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

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

Sources des données : Perspectives économiques de l'OCDE, UK National Statistics, estimations de l'auteur.

3. Effet du solde structurel primaire sur le taux long – 1978-2003

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

Notes : t-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses ; Estimation par les Méthode des Moments Généralisée.

Equation estimée : $I = \alpha_0 + \alpha_1 r + \alpha_2 \pi^a + \alpha_3 y + \varphi_1 SSP$; y : écart de production ; SSP : solde primaire corrigé des variations conjoncturelles, en % du PIB potentiel.

Sources : Perspectives économiques de l'OCDE, UK National Statistics, calculs de l'auteur.

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

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

Canzoneri *et al.* (2002) estime l'équation :

$$I - i = \alpha + \beta.SP^a$$

où SP est le solde public anticipé et i le taux nominal de court terme. Cette spécification est incorrecte : en période de basse conjoncture, où le déficit public se creuse, le taux court sera lui-même faible, accroissant l'écart entre le taux long et le taux court⁸. La Commission européenne (2004) inclut l'écart de production dans l'estimation, mais on peut craindre que l'écart de production estimé par la Commission européenne ne soit globalement sous-évalué (Passet *et al.*, 1997). Le solde employé sous-estime les effets du cycle, et l'effet mesuré du solde structurel sur l'écart entre le taux long et le taux court risque d'être conjoncturel.

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

Pour illustrer ce point, nous avons testé l'impact sur l'écart entre le taux long et le taux court américain des projections de solde public à 5 ans effectuées en début d'année par le *Congressional Budget Office*

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

(CBO) entre 1983 et 2003⁹ (tableau 4). Lorsque l'écart de production est inclus dans l'estimation, l'effet du solde public n'est plus significatif, que ce soit le solde total ou le solde primaire.

4. Écart de taux d'intérêt et projections de solde public à 5 ans – 1983-2003

Solde considéré :	Solde total		Solde primaire	
α	1,55 (6,35)	1,62 (10,45)	2,20 (12,41)	1,86 (9,90)
β	-0,20 (-3,46)	-0,09 (-1,60)	-0,25 (-3,50)	-0,07 (-0,96)
γ		-0,32 (-2,45)		-0,34 (-2,77)
R2	0,26	0,49	0,25	0,45
DW	1,13	1,73	1,25	1,77

Notes : t-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses ; Estimation par les Moindres Carrés Ordinaires ; données annuelles.

Equation estimée : $I - i = \alpha + \beta.SP^a + \gamma.y$. I : taux nominal à 10 ans sur obligations du Trésor américain ; i : taux nominal à 3 mois sur bons du Trésor américain.

Sources : CBO, BEA, Perspectives économiques de l'OCDE, Réserve fédérale, Canzoneri et al. (2002), estimations de l'auteur.

2.2.3. La distinction des effets de court et de long terme

Artus et al. (1990), Howe et Pigott (1991) et Orr et al. (1995) distinguent dans les variations des taux longs ce qui relève d'effets de court terme de ce qui relève d'effets de long terme¹⁰. Les équations sont estimées sous la forme de modèles à correction d'erreur¹¹. Artus et al. (1990) soutiennent que les taux longs sont principalement déterminés par des facteurs de court terme, issus d'un modèle de choix de portefeuille : le taux de court terme est la variable explicative dominante dans la formation des taux longs aux États-Unis, en Allemagne et en France entre 1960 et 1987, avec la variance empirique passée du taux long et la covariance entre taux long et inflation. Les auteurs cherchent à expliquer les déterminants de long terme du taux long pour les États-

9. Suivant Canzoneri et al. (2002), on calcule la moyenne des soldes budgétaires prévus les cinq années suivant l'année où est publiée la prévision et on la divise par le PIB nominal de l'année en court.

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

11. L'estimation de modèles à correction d'erreur suppose que les agents sur les marchés financiers sont « backward-looking ». De plus, les vitesses de correction sont souvent très faibles, ce qui signifierait que les agents réagissent très lentement aux erreurs qu'ils constatent. Cela est difficilement réconciliable avec les observations qui font état d'une très vive réactivité des agents sur les marchés financiers.

Unis. Ils ne trouvent pas d'effet de l'offre d'obligations publiques, et trouvent même un effet négatif de la dépense publique sur le taux long.

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

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

3. Estimations économétriques de l'effet des finances publiques

Cette partie analyse empiriquement les liens à long terme entre variables budgétaires et taux d'intérêt. La première section présente les résultats d'estimations de fonctions de réaction monétaires. La deuxième section présente les résultats d'estimations de taux longs réels. La troisième section tente de réconcilier la politique monétaire, l'évolution du taux long courant et le taux réel de long terme.

3.1. Politique monétaire et politique budgétaire

Nous estimons des fonctions de réaction en y intégrant les dépenses publiques primaires corrigées des variations conjoncturelles, le solde

primaire corrigé des variations conjoncturelles (en % du PIB potentiel), et la dette publique ¹² (en % du PIB). L'équation estimée est donc :

$$i = \rho.i_{-1} + (1 - \rho).(\alpha + \lambda.\pi + \mu.y + v_1.\dot{Y} + v_2.i^* + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.B)$$

La banque centrale ajuste graduellement son taux à un niveau cible, fonction de l'inflation π , de l'écart de production ¹³ y , du taux de croissance du PIB \dot{Y} et éventuellement d'un taux court nominal étranger i^* . Sont introduits conjointement dans l'estimation les dépenses publiques et le SSP. Cela permet de tester l'effet différencié de la dépense et des impôts sur le taux court réel. Ainsi, γ_1 mesure l'effet des impôts, $\gamma_2 - \gamma_1$ celui de la dépense publique, et γ_3 celui de la dette publique. Les estimations montrent que les autorités monétaires n'ont augmenté le taux d'intérêt de court terme suite à des hausses de dépenses publiques, des baisses d'impôts ou du niveau de la dette dans aucun des pays considérés (tableau 5).

5. Estimations de fonctions de réaction des banques centrales

Période	Etats-Unis	Royaume-Uni	Allemagne	Japon
	1980-2003	1980-2003	1980-1998	1980-2003
ρ	0,53 (6,64)	0,57 (7,39)	0,43 (3,93)	0,28 (1,58)
α	-1,72 (-1,13)	-2,59 (-1,43)	0,90 (0,59)	1,08 (1,09)
λ	1,61 (6,11)	0,92 (2,81)	0,83 (4,01)	1,45 (4,19)
μ	0,39 (2,89)	0,57 (1,61)	1,09 (2,46)	-0,29 (-2,15)
v_1	0,76 (3,53)	0,85 (1,42)	-0,13 (-0,61)	0,16 (0,84)
v_2		0,65 (1,82)	0,48 (1,92)	
γ_1	-0,11 (-0,40)	-0,13 (-0,48)	0,76 (1,42)	0,51 (2,22)
γ_2	-1,30 (-1,44)	-0,18 (-0,34)	0,35 (0,82)	0,49 (0,64)
γ_3	0,02 (0,28)	-0,11 (-0,99)	-0,12 (-1,59)	-0,03 (-0,48)
R^2	0,97	0,90	0,94	0,93
DW	1,93	1,89	2,25	2,02

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

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

13. Pour les États-Unis, on utilise le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie.

3.2. Le taux d'intérêt réel de long terme

Nous estimons maintenant une équation de taux d'intérêt réel de long terme en supposant que ce taux est déterminé par l'équilibre anticipé de la demande et de l'offre dans le long terme, les variables budgétaires courantes étant des indicateurs des variables futures. L'équation estimée est de la forme :

$$R = \alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.B + \phi.R^*$$

où R^* est un taux d'intérêt réel étranger¹⁴. L'inflation anticipée est représentée par un processus adaptatif :

$$\pi_{LT}^a = 0,7.\pi_{LT;-1}^a + 0,3.\pi$$

L'écart de production y est celui de l'OCDE¹⁵. Le solde public primaire SSP et la dépense publique primaire sont corrigés des variations conjoncturelles et, comme la dette publique brute B , exprimés en % du PIB potentiel.

Les estimations¹⁶ sur la période 1980-2003 (tableau 6, colonnes I, V, IX et XIII) ne montrent une corrélation négative et significative entre le solde structurel primaire et le taux long réel que dans les cas américain et britannique. La dépense publique a un impact négatif (États-Unis) ou nul sur le taux long réel. Pour l'Allemagne et le Japon, les coefficients de dépense, dette et solde publics ne sont jamais différents de zéro. Les coefficients portant sur le stock de dette publique brute¹⁷ ne sont jamais significatifs.

L'estimation des paramètres est biaisée si l'équation estimée omet des déterminants importants du taux long réel. Cependant, le faible nombre d'observations ne permet pas d'introduire un grand nombre de facteurs explicatifs additionnels. Le modèle de portefeuille suggère d'introduire une mesure du risque associé à la détention d'obligations. L'arbitrage obligation/action suggère d'introduire le taux de rendement du capital physique (Howe et Pigott, 1991). L'équation estimée devient :

$$R = \alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.B + \phi.R^* + \delta_1.X + \delta_2.risk_{-1}$$

où X est soit le taux de croissance tendanciel du PIB (colonnes II, VI, X, XIV), soit la rentabilité brute du stock de capital privé $rent_k$ (colonnes III, VII, XI, XV), et $risk$ est une mesure de la volatilité passée du taux long. L'introduction de variables additionnelles n'améliore pas les

14. Pour le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne, on retient le taux long réel américain. Suivant Artus et al. (1990), on suppose que le taux court américain est fixé en fonction de considérations internes, contrairement aux taux courts des autres pays, qui dépendent sur la période de la politique de change des banques centrales par rapport au dollar. Le taux long américain serait alors indépendant des taux étrangers, et les taux longs des autres pays dépendraient du taux long américain.

15. Pour les États-Unis, on retient le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie.

16. Les estimations sont effectuées sur données annuelles : selon Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995), les travaux effectués sur données mensuelles ou trimestrielles conduisent généralement à rejeter tout lien entre les taux d'intérêt et la dette et les déficits publics.

17. La dette publique nette a aussi été testée, et n'a pas d'effet positif significatif.

estimations pour le Royaume-Uni et le Japon, les coefficients δ_1 et δ_2 étant non significatifs ou de signe opposé à celui attendu. Dans le cas des États-Unis, la croissance tendancielle a un impact positif significatif sur le taux long réel. Dans le cas allemand, la dépense publique a un impact positif lorsque le taux de croissance tendanciel figure dans l'estimation (colonne XIV).

Lorsqu'on garde uniquement les variables dont l'effet est significatif et de signe attendu, le *SSP* n'a plus d'impact significatif aux États-Unis, contrairement au cas anglais. Dans le cas allemand, le solde public et la dette brute ont un impact positif significatif sur le taux long réel.

L'estimation d'une forme réduite ne permet donc pas d'affirmer que l'évolution des dépenses, du déficit public ou de la dette a systématiquement entraîné une variation des taux longs réels sur la période étudiée. Aux États-Unis, une baisse des prélèvements de 1 % du PIB potentiel entraînerait selon les estimations une hausse de 0,25 à 0,5 point du taux d'intérêt, mais cet effet semble lié à l'introduction dans l'estimation de la dépense publique, qui aurait alors un impact fortement négatif sur le taux long, ce qui est contraire au résultat attendu. Dans le cas du Royaume-Uni, une baisse du *SSP* de 1 % du PIB potentiel augmenterait le taux réel de long terme de 0,22 à 0,42 point, sans que la dette n'ait d'impact. Cet effet est de l'ordre de 0,28 à 0,42 point de taux réel par point de *SSP* dans le cas de l'Allemagne, où une hausse de 1 point de PIB potentiel de la dette publique brute entraînerait une hausse de 0,05 point de taux long réel.

3.3. Taux long, politique monétaire et inflation anticipée

Les équations estimées dans la section précédente ne prennent pas en compte l'impact de la politique monétaire sur le taux long courant. La démarche économétrique habituelle consiste à tester un modèle dans lequel le taux long nominal I dépend du taux court nominal courant i et d'un taux long nominal à long terme. On estime donc l'équation :

$$I = \rho.i + (1 - \rho).(\alpha + \mu.y + \gamma_1.SSP + \gamma_2.G + \gamma_3.B + \phi.R^* + \lambda.\pi_{LT}^a)$$

Le taux long nominal dépend d'une constante, des variables de politique budgétaire, de l'inflation anticipée et, le cas échéant, d'un taux long réel étranger. Si $\rho = 0$; $\lambda = 1$, on retrouve les résultats de la section précédente.

La prise en compte de la politique monétaire et l'estimation de l'impact de l'inflation anticipée apportent une nette amélioration à la qualité des estimations : les écarts-type estimés (tableau 7) sont toujours inférieurs à ceux du tableau 6. Cela confirme le rôle déterminant de la politique monétaire dans la détermination des taux longs, excepté dans le cas de l'Allemagne. Les estimations ne montrent aucun effet significatif, ou de signe attendu, de la dette (cf. tableau 7 ; colonnes

I, V, IX et XIII), et plus largement des variables de politique budgétaire aux États-Unis, au Japon et en Allemagne (colonnes I, IX et XIII). Au Royaume-Uni, une baisse du *SSP* entraîne une hausse de 0,56 point du taux long réel de long terme.

L'introduction de variables additionnelles confirme les résultats pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Au Royaume-Uni, la dette a un impact positif, mais la prime de risque et la rentabilité du capital ont un impact négatif, contrairement au signe positif attendu. Pour le Japon, on trouve un effet positif de la dépense publique (colonne X) alors que la prime de risque a là aussi un impact négatif sur le taux d'intérêt.

Dans le cas allemand (colonnes XIV et XV), seule la croissance tendancielle a un impact significatif de signe attendu, et la prime de risque a alors un impact positif significativement différent de zéro au seuil de 10 %. Le solde public a maintenant un impact négatif sur le taux d'intérêt, de l'ordre de $-0,38$ point de taux par point de *SSP*. La dette publique a aussi un effet positif de 0,12 point de taux par point de dette.

Si ne sont conservées que les variables ayant un impact significatif de signe attendu (colonnes IV, VIII, XII et XVI), on constate l'absence d'effet de la politique budgétaire au Japon, un effet négatif du *SSP* en Allemagne et au Royaume-Uni, et un effet positif de la dette en Allemagne et aux États-Unis.

Les dépenses primaires et le solde primaire corrigés des variations conjoncturelles, ainsi que la dette publique n'ont, d'après nos estimations, aucun effet sur le taux long au Japon sur la période 1980-2003. La déflation subie par le Japon tout au long des années 1990 montre que ce pays ne s'est pas trouvé en régime classique en moyenne sur la période considérée. Les fortes hausses des dépenses publiques et de la dette n'ont pas été associées à une forte demande globale, ce qui s'est traduit par une absence d'effet sur le taux long réel.

En Allemagne, les résultats sont plus difficiles à interpréter. Les équations estimées (tableaux 6 et 7) indiquent un impact de l'ordre de $-0,28$ à $-0,38$ point de taux par point de *SSP* et de 0,05 à 0,09 point de taux d'intérêt par point de dette publique. Le caractère plus procyclique de la politique budgétaire (*cf.* graphique 4), notamment du fait de la réunification et de la détermination de la Bundesbank à lutter contre l'inflation, a pu être à l'origine de tensions entre les autorités monétaires et budgétaires se reflétant dans les taux longs. Cependant, le niveau des dépenses publiques primaires structurelles est élevé tout au long des années 1990, tandis que l'écart de production est continuellement négatif entre 1993 et 1998 (et le taux de chômage élevé). Il est donc délicat d'interpréter ces effets comme étant des effets d'éviction, à moins de supposer que les marchés n'aient anticipé un retour rapide au plein emploi et une inertie du déficit.

6. Estimations d'équations de taux réels de long terme

	Etats-Unis				Royaume-Uni				Japon				Allemagne			
	Variables budgétaires I	Croissance II	Rentabilité du capital III	Equation finale IV	Variables budgétaires V	Croissance VI	Rentabilité du capital VII	Equation finale VIII	Variables budgétaires IX	Croissance X	Rentabilité du capital XI	Equation finale XII*	Variables budgétaires XIII	Croissance XIV	Rentabilité du capital XV	Equation finale XVI*
α	4,26 (32,36)	2,43 (1,27)	4,63 (3,94)	3,41 (20,05)	2,85 (23,06)	0,61 (0,26)	6,07 (7,87)	2,85 (20,98)	2,46 (22,82)	2,59 (2,53)	5,92 (2,94)	1,11 (4,41)	4,18 (40,08)	0,94 (0,89)	11,28 (4,30)	1,04 (1,04)
μ	0,13 (1,45)	0,14 (2,39)	0,12 (1,91)	0,14 (3,33)	0,09 (1,41)	0,07 (1,02)	0,07 (1,60)	0,17 (3,60)	0,12 (1,58)	0,17 (2,66)	0,14 (2,32)	0,14 (2,03)	0,30 (6,89)	0,10 (0,89)	0,24 (3,80)	0,11 (0,95)
γ_1	-0,51 (-3,83)	-0,25 (-2,21)	-0,20 (-1,13)	-0,20 (3,33)	-0,28 (-3,90)	-0,27 (-3,67)	-0,42 (-8,29)	-0,22 (-4,14)	0,19 (1,43)	0,09 (0,41)	0,27 (2,06)	0,27 (2,03)	-0,13 (-1,00)	-0,24 (-1,51)	-0,42 (-2,44)	-0,28 (-2,09)
γ_2	-1,56 (-3,08)	-0,74 (-1,82)	-0,78 (-1,73)	-0,78 (3,33)	-0,32 (-1,38)	-0,34 (-1,68)	-0,45 (-4,26)	-0,45 (-4,14)	-0,09 (-0,22)	-0,22 (-0,48)	0,14 (0,36)	0,14 (0,36)	-0,13 (-1,05)	0,06 (0,36)	-0,48 (-2,66)	
γ_3	0,04 (0,72)	0,00 (0,08)	0,02 (0,64)	0,02 (0,64)	-0,04 (-1,71)	-0,06 (-2,50)	-0,02 (-1,32)	-0,02 (-1,32)	0,01 (0,38)	0,01 (0,33)	-0,02 (-0,88)	-0,02 (-0,88)	0,01 (0,37)	0,04 (1,51)	0,06 (1,91)	0,05 (2,13)
ϕ					0,56 (4,93)	0,40 (1,82)	0,79 (12,54)	0,45 (4,35)	0,23 (2,90)	0,21 (2,76)	0,22 (3,19)	0,22 (3,19)	0,17 (3,37)	0,25 (3,14)	0,39 (3,18)	0,23 (4,85)
δ_1		0,44 (0,67)	-0,03 (-0,78)			0,88 (0,89)	-0,19 (-5,14)			0,16 (0,40)	-0,14 (-1,50)	0,53 (5,51)		1,25 (2,64)	-0,37 (-2,93)	1,19 (2,76)
δ_2		0,38 (1,93)	0,41 (2,34)	0,73 (4,36)	0,11 (0,79)	-0,36 (-1,44)			-1,01 (-3,86)	-0,86 (-3,50)			0,81 (2,24)	0,17 (0,36)	0,87 (2,69)	
\bar{R}^2	0,53	0,63	0,63	0,58	0,71	0,70	0,85	0,69	0,65	0,71	0,71	0,56	0,68	0,82	0,82	0,84
DW	1,70	1,67	1,75	1,33	0,76	0,80	1,56	0,68	1,26	1,18	1,34	0,82	1,24	1,75	1,53	1,73
SEE	0,72	0,64	0,64	0,69	0,70	0,72	0,50	0,73	0,61	0,55	0,55	0,68	0,55	0,41	0,41	0,39

Notes : t-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés.

(*) : Taux de croissance tendanciel inclut dans l'estimation.

Source : Estimations de l'auteur.

7. Taux longs nominaux de long terme et politique monétaire

	Etats-Unis			Royaume-Uni			Japon			Allemagne		
	Variables budgétaires	Croissance tendancielle	Rentabilité du capital	Equation finale	Variables budgétaires	Croissance tendancielle	Rentabilité du capital	Equation finale	Variables budgétaires	Croissance tendancielle	Rentabilité du capital	Equation finale
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII*
ρ	0,59 (2,53)	0,54 (4,10)	0,55 (4,07)	0,34 (6,27)	0,42 (3,71)	0,35 (4,48)	0,40 (8,07)	0,36 (9,49)	0,53 (7,71)	0,32 (4,49)	0,40 (5,82)	0,42 (7,39)
α	6,42 (2,05)	2,38 (0,62)	2,04 (0,28)	3,42 (8,10)	0,33 (0,55)	-4,41 (-2,38)	4,06 (2,23)	0,39 (0,69)	-1,78 (-1,37)	-3,44 (-3,99)	-8,24 (-2,07)	0,09 (0,12)
μ	-0,24 (-0,59)	-0,14 (-0,72)	-0,14 (-0,70)	-0,14 (0,28)	-0,07 (-0,63)	-0,14 (-1,85)	-0,22 (-2,91)	-0,22 (0,69)	-0,31 (-2,10)	-0,23 (-2,82)	-0,38 (-3,08)	0,16 (2,59)
γ_1	-1,01 (-1,31)	-0,41 (-1,34)	-0,54 (-1,24)	-0,54 (-1,24)	-0,56 (-6,55)	-0,63 (-9,33)	-0,61 (-9,35)	-0,46 (-10,73)	0,05 (0,31)	0,06 (0,57)	0,21 (1,61)	
γ_2	-1,82 (-1,53)	-0,15 (-0,18)	-0,54 (-0,63)	-0,54 (-0,63)	-0,04 (-0,14)	-0,17 (-1,21)	-0,17 (-1,47)		0,03 (0,11)	0,57 (3,33)	0,35 (1,37)	
γ_3	0,19 (1,06)	0,09 (1,00)	0,15 (1,40)	0,05 (2,72)	0,04 (0,93)	0,01 (0,25)	0,06 (2,05)		-0,07 (-2,76)	-0,10 (-6,24)	-0,10 (-3,84)	
ϕ					0,97 (5,10)	1,07 (6,28)	1,14 (8,51)	0,92 (6,40)	1,03 (3,99)	0,64 (4,65)	0,81 (4,34)	0,61 (4,34)
λ	1,14 (3,49)	1,11 (4,82)	1,34 (2,39)	1,24 (10,72)	1,15 (19,58)	1,37 (24,29)	1,04 (9,12)	1,15 (21,30)	0,68 (4,20)	0,87 (8,97)	0,79 (5,78)	0,76 (7,63)
δ_1	0,88 (0,58)	0,08 (0,40)	0,08 (0,40)	0,08 (0,40)	1,52 (2,08)	-0,19 (-2,73)	-0,19 (-2,73)		1,42 (4,24)	1,42 (4,24)	0,35 (1,87)	
δ_2	0,76 (2,13)	0,93 (2,38)	0,93 (2,38)	0,75 (3,63)	-0,74 (-4,25)	-0,78 (-4,71)	-0,78 (-4,71)		-1,39 (-5,11)	-1,39 (-5,11)	-1,37 (-3,22)	
R^2	0,94	0,96	0,96	0,96	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,98	0,96
DW	1,97	1,96	1,74	1,55	1,86	1,99	2,12	1,61	1,97	2,16	2,22	0,99
SEE	0,65	0,56	0,57	0,55	0,42	0,29	0,28	0,41	0,38	0,30	0,34	0,48
					0,83	0,91	0,91	0,91	0,83	0,91	0,91	0,91
					1,07	1,93	2,05	2,00	1,07	1,93	2,05	2,00
					0,54	0,41	0,41	0,37	0,54	0,41	0,41	0,37

Notes : t-statistiques corrigés par la méthode de Newey-West entre parenthèses. Estimation par les moindres carrés.

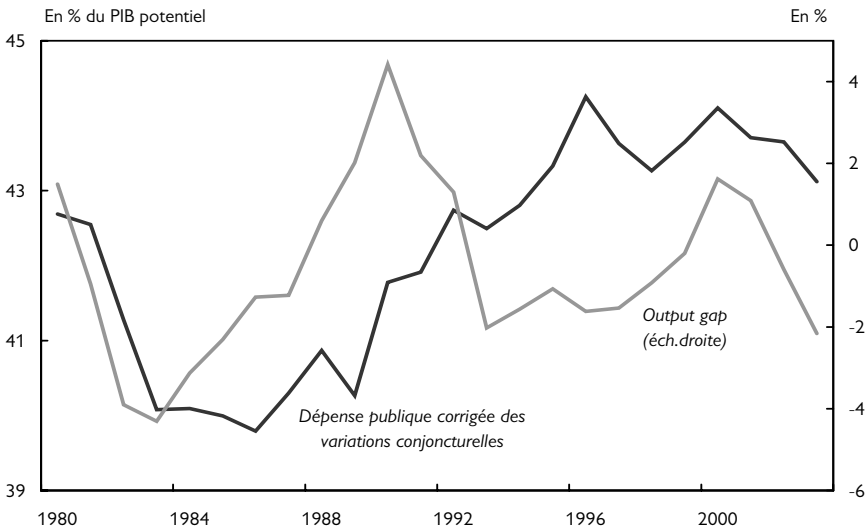
(*) : Taux de croissance tendanciel inclut dans l'estimation.

Source : Estimations de l'auteur.

Concernant le Royaume-Uni, une première conclusion serait qu'une baisse permanente du SSP de 1 point de PIB potentiel aurait pour effet une hausse du taux réel de long terme de l'ordre de 0,22 à 0,46 point. Ceci suppose que sur la période considérée, les politiques budgétaires menées aient été en moyenne procycliques, ou bien qu'une élévation structurelle (ou une diminution) de la dépense et/ou de la dette publiques ait conduit à une variation permanente de même signe du taux long réel. Cependant, les données ne permettent guère la validation d'un tel schéma (cf. graphiques 1, 2 et 3). La dépense publique reste stable en moyenne sur la période, et le SSP est contracyclique. Un calcul des corrélations entre séries montre ainsi qu'au Royaume-Uni, une hausse de 1 point de l'écart de production est associée à une baisse de la dépense publique de 0,34 point de PIB potentiel (cf. graphiques 4). Par ailleurs, la dette diminue fortement, mais sans avoir d'effet sur le taux long. L'effet mesuré peut alors provenir, soit d'un effet d'anticipation lié à l'inertie du SSP, soit d'une mauvaise prise en compte de l'effet du cycle dans l'estimation.

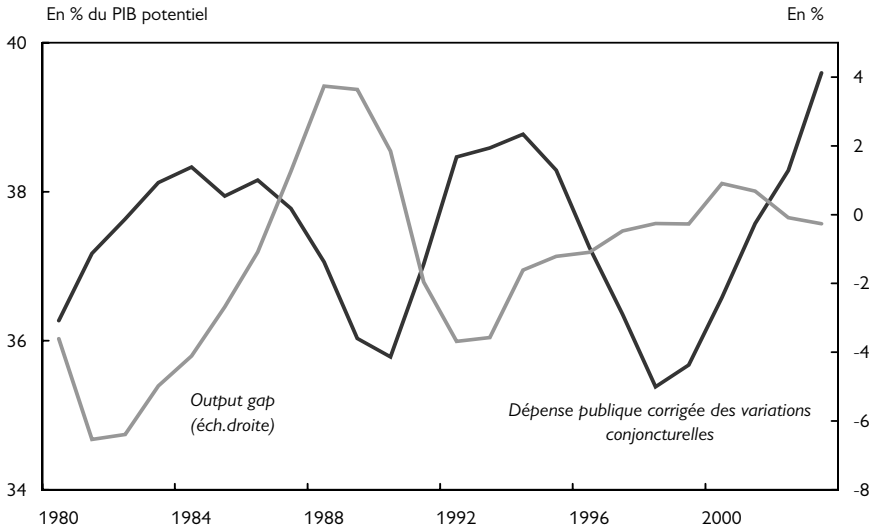
Aux États-Unis, les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt sont peu robustes à la spécification utilisée, seul un effet de la dette publique étant identifié lorsque les variables non significatives ou de signe attendu sont exclues (tableau 7). Cela va à l'encontre des nombreuses études présentant un lien entre le déficit et les taux d'intérêt pour ce pays, et montre l'importance du choix des variables budgétaires considérées.

4a. Dépense publique et *output gap* – Allemagne



Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

4b. Dépense publique et *output gap* – Royaume-Uni



Source : Perspectives économiques de l'OCDE.

4. Conclusion

Nous avons cherché à analyser les effets de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt, d'un point de vue théorique comme d'un point de vue empirique. Nos analyses théoriques comme nos estimations montrent que la politique budgétaire n'a pas d'effet *mécanique* sur les taux d'intérêt. Ses effets dépendent du *policy mix* et du régime dans lequel se trouve l'économie. Par ailleurs, si des effets sont mesurés, la distinction entre effets d'éviction et effets de court terme demeure délicate. Ni l'accumulation du stock de capital privé, ni celle de la dette extérieure n'ont été prises en compte, ce qui constitue une limite de ce travail. Au niveau empirique, les comportements d'endettement et de détention d'actifs financiers par les agents privés n'ont pas été intégrés. Il conviendrait aussi de distinguer les taux d'intérêt de long terme sur la dette publique et ceux sur l'endettement des entreprises.

Références bibliographiques

- ALÉSINA A., M. DE BROECK, A. PRATI et G. TABELLINI, 1992 : « Default risk on government debt in OECD countries », *Economic Policy*, n° 15, pp. 427-463.
- ARDAGNA S., F. CASELLI et T. LANE, 2004 : « Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service : Some Estimates for OECD Countries », *NBER Working Paper Series*, n° 10788.
- ARTUS P., R. BELLANDO, P. DUCOS et J.-P. POLLIN, 1990 : « La formation des taux d'intérêt à long terme », *Revue d'Économie financière*, n° 12-13, pp. 46-69, printemps-été.
- BARRO R. J. et X. SALA I MARTIN, 1990 : « World real interest rates », *NBER Working Paper Series*, n° 3317.
- BARTH J. R., G. IDEN, F. S. RUSSEK et M. WO HAR, 1991 : « The effects of federal budget deficits on interest rates and the composition of domestic output », in *The Great Fiscal Experiment*, ed. by R. G. Penner, pp. 69-141. Washington D.C. : Urban Institute Press.
- BLANCHARD O. J., 1984 : « Current and anticipated deficits, interest rates and economic activity », *European Economic Review*, vol. 25, pp. 7-27.
- BREEDON F., B. HENRY et G. WILLIAMS, 1999 : « Long-term real interest rates : Evidence on the global capital market », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15 (2), pp. 128-142.
- BRENDER A. et F. PISANI, 1997 : *Les taux d'intérêt : Approche empirique*, Economica, Collection Économie poche, Paris.
- BROOK A.-M., 2003 : « Recent and prospective trends in real long-term interest rates : Fiscal policy and other drivers », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 367, septembre.
- BUI TER W. H., 1977 : « Crowding out and the effectiveness of fiscal policy », *Journal of Public Economics*, vol. 7, n° 3, pp. 309-328.
- CANZONERI M. B., R. E. CUMBY et B. T. DIBA, 2002 : « Should the European Central Bank and the Federal Reserve be concerned about fiscal policy? », *Paper prepared for the Federal Reserve Bank of Kansas City's symposium on "Rethinking Stabilization Policy"*, Jackson Hole, 29-31 août.
- CAPOEN F., H. STERDYNIAK et P. VILLA, 1994 : « Indépendance des Banques centrales, politiques monétaire et budgétaire : une approche stratégique », *Revue de l'OFCE*, n° 50, pp. 65-102.
- CAPORALE G. M. et G. WILLIAMS, 2002 : « Long-term nominal interest rates and domestic fundamentals », *Review of Financial Economics*, vol. 11 (2), pp. 119-130.

- CEBULA R. J., 2000 : « Impact of budget deficits on ex post real long-term interest rates », *Applied Economics Letters*, n° 7 (3), pp. 177-179.
- CLARIDA R., J. GALI et M. GERTLER, 1997 : « Monetary policy rules in practice: some international evidence », *NBER Working Paper Series*, n° 6254.
- CODOGNO L., C. FAVERO et A. MISSALE, 2003 : « Yield spreads on EMU government bonds », *Economic Policy*, vol. 18 (37), pp. 503-532.
- COHEN D. et O. GARNIER, 1991 : « The impact of forecasts of budget deficits on interest rates in the United States and other G-7 countries », *mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- COMMISSION EUROPÉENNE, 2004 : « Public finances in EMU-2004 », *European Economy*, n° 3.
- CORREIA-NUNES J. et L. STEMITSIOTIS, 1995 : « Budget deficit and interest rates: Is there a link? International evidence », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57(4), pp. 425-449.
- CREEL J. et H. STERDYNIK, 1995 : « Les déficits publics en Europe: causes, conséquences ou remèdes à la crise ? », *Revue de l'OFCE*, n° 54, pp. 57-100.
- CREEL J. et H. STERDYNIK, 1999 : « La politique monétaire sans monnaie », *Revue de l'OFCE*, n° 70, pp. 111-153.
- CREEL J., B. DUCOUDRÉ, C. MATHIEU et H. STERDYNIK, 2005 : « Doit-on oublier la politique budgétaire ? », *Revue de l'OFCE*, n° 92, pp. 43-97.
- ELMENDORF D. W. et N. G. MANKIW, 1999 : « Government Debt », in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. B. Taylor and M. Woodford, vol. 1c, chapitre 25. Amsterdam: Elsevier Science.
- EVANS P., 1985 : « Do large deficits produce high interest rates? », *The American Economic Review*, vol. 75 (1), pp. 68-87, mars.
- EVANS P., 1987a : « Do budget deficits raise nominal interest rates? Evidence from six countries », *Journal of Monetary Economics*, vol. 20 (2), pp. 281-300.
- EVANS P., 1987b : « Interest rates and expected future budget deficits in the United States », *The Journal of Political Economy*, vol. 95 (1), pp. 34-58, février.
- FELDSTEIN M., 1982 : « Government deficits and aggregate demand », *Journal of Monetary Economics*, vol. 9 (1), pp. 1-20, janvier.
- FORD R. et D. LAXTON, 1999 : « World public debt and real interest rates », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15 (2), pp. 77-93.
- FRANKEL A. F., 1985 : « Portfolio crowding-out, empirically estimated », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, n° 5, pp. 1041-1065.

- FRIEDMAN B. M., 1978 : « Crowding out or crowding in? Economic consequences of financing government deficits », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3, pp. 593-641.
- HELBLING T. et R. WESCOTT, 1995 : « The global real interest rate », *Staff Studies for the World Economic Outlook*, FMI, Washington DC.
- HOELSCHER G., 1986 : « New evidence on deficits and interest rates », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, n° 1, pp. 1-17, février.
- HOWE H. et C. PIGOTT, 1991 : « Determinants of long-term interest rates: an empirical study of several industrial countries », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, vol. 16, n° 4, pp. 12-28.
- LAUBACH T., 2004 : « The effects of budget deficits on interest rates: A review of empirical results », *Paper prepared for the 6th Banca d'Italia Workshop on Public Finance*, Perugia, 1-3 avril.
- MEHRA Y. P., 1992 : « Deficits and long-term interest rates : An empirical note », *Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper*, n° 92-2, juillet.
- MEHRA Y. P., 1996 : « Monetary policy and long-term interest rates », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 82, n° 3, pp. 27-49, été.
- MILLER S. M. et F. S. RUSSEK, 1996 : « Do federal deficits affect interest rates ? Evidence from three econometric methods », *Journal of Macroeconomics*, vol. 18 (3), pp. 403-428, été.
- OR A., M. EDEY et M. KENNEDY, 1995 : « Taux d'intérêt réels à long terme : indications fournies par les séries chronologiques groupées », *Revue Économique de l'OCDE*, n° 25, pp. 83-117.
- PASSET O., C. RIFFLART et H. STERDYNIK, 1997 : « Ralentissement de la croissance potentielle et hausse du chômage », *Revue de l'OFCE*, n° 60, pp. 109-146.
- STERDYNIK H. et P. VILLA, 1977 : « Du côté de l'offre de monnaie », *Annales de l'INSEE*, n° 25, janvier-mars.
- TAYLOR J. B., 1993 : « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n° 39, pp. 195-214, décembre.
- TURNOVSKY S. J., 1989 : « The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21(3), pp. 321-47.
- TURNOVSKY S. J. et M. H. MILLER, 1984 : « The effects of government expenditure on the term structure of interest rates », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16 (1), pp. 16-33.