Décembre 2000

Structure par terme des taux d'intérêt, règle monétaire et identification des chocs d'activité

Abstract

Cet article étudie les propriétés d'équilibre de la structure par terme des taux d'intérêt lorsque la politique monétaire obéit à une règle active de type "Svensson-Taylor". Il évalue notamment les implications d'un processus macroéconomique d'activité admettant une tendance stochastique (PIB de type DS) et une représentation en termes de composantes inobservées (UC model). Les banques centrales et les marchés obligataires sont alors contraints de décomposer les chocs d'activité entre composantes inflationnistes portant sur l'ouput gap et composantes non inflationnistes associées à une élévation temporaire de la croissance potentielle.

Si l'identification des chocs d'activité est imparfaite, et simplement reconstituée par "l'extraction du signal" donné par la réalisation du choc d'inflation, les taux d'intérêt, courts et longs, deviennent globalement plus sensibles aux différents chocs ou innovations sur les déterminants de la politique monétaire. Il en résulte des primes de risque et des niveaux moyens de taux longs plus élevés, et une volatilité accrue sur les taux courts, les taux longs et la pente de la structure des taux. Ces propriétés apparaissent finalement comme la contrepartie d'une règle monétaire optimale spécifiée sur la base de variables en partie inobservables.

Mots clés : Structure par terme des taux d'intérêt, règle monétaire, tendance stochastique, composantes inobservées.

Codes JEL : E43, E52,O47

Franck Martin

Je remercie C. Tavéra pour ses remarques sur une version précédente de l'article.

1 Introduction

La théorie de la politique monétaire semble avoir prononcé ses "derniers mots" avec la notion de règle active centrée sur un objectif d'inflation ("inflation targeting"). La règle de Taylor (1993) en est l'expression formelle la plus connue. Elle doit sa popularité d'une part, comme le souligne Taylor lui même, à une forte adéquation avec le comportement historique de la Réserve Fédérale américaine, et sans doute également aux clarifications théoriques ultérieures apportées par Svensson (1997, 1998, 1999)[1] . Ce dernier présente la règle de Taylor comme un cas particulier de règle d'instrument optimale pour une banque centrale poursuivant un objectif de stabilisation de l'inflation à un niveau cible, que cet objectif soit ou non complété d'une volonté de stabilisation cyclique de l'activité ("strict" versus "flexible inflation targeting"). Ces travaux théoriques[2] sont relayés par une abondante littérature empirique permettant d'identifier pays par pays les formes exactes de règles optimales et prouvant ainsi leurs propriétés normatives[3] . En outre, les évaluations empiriques tendent à révéler une adéquation grandissante entre ces règles et le comportement des banques centrales.

Cette référence quasi-unanime à un même schéma pour la conduite de la politique monétaire plaide pour des recherches éclairant l'ensemble des mécanismes de transmission spécifiques à ce type de régulation monétaire, et en premier lieu les mécanismes de transmission sur le marché obligataire, c'est à dire sur la structure par terme des taux d'intérêt. C'est précisément l'objet de cet article. Il examine ce que deviennent les propriétés d'équilibre de la structure par terme des taux d'intérêt lorsque l'évolution des taux courts est donnée par une règle monétaire active de type "Svensson-Taylor". La question a déjà été traitée par Ellingsen et Söderström (1998) qui se placent dans le cadre d'un modèle macroéconomique conforme au modèle canonique permettant

[1] Voir aussi Rudebusch et Svensson (1998).

[2] Voir également Henderson et Mac Kibbin (1993), Batini et Haldane (1999), Levin, Wieland et Williams (1998), Orphanides et Wieland (1998, 1999) pour différentes voies d'approfondissement sur les règles optimales, et Mac Callum (2000) pour une discussion prospective sur les règles monétaires.

[3] Voir Taylor (1998) pour une révue récente de ces travaux et Artus, Penot et Pollin (1999), Durand, Martin et Payelle (1999) pour des évaluations sur la zone euro.

la dérivation théorique des règles optimales. L'analyse proposée ici reste dans le cadre traditionnel des modèles (économiques) de la courbe des taux, c'est à dire celui d'un équilibre partiel sur le marché obligataire. Les variables d'inflation et d'activité présentes dans la règle demeurent donc exogènes et sont simplement assimilées à des processus stochastiques standard. En particulier le processus suivi par l'ouput gap est cohérent avec une décomposition de la production macroéconomique (PIB) entre cycle et tendance sous la forme de composantes inobservées (Unobserved Components model). Il apparaît donc comme la composante stationnaire d'un processus global d'activité stationnaire en différence (de type DS (Nelson et Plosser (1982))[4] . La composante non stationnaire ou tendance stochastique de l'activité trouve également son intérêt dans le modèle, et en premier dans la règle, puisqu'elle donne par différence le processus de croissance tendancielle de l'économie. Par référence aux modèles de croissance, ce processus de croissance tendancielle ou potentielle peut alors être identifié au taux d'intérêt réel neutre qui apparaît (trop) souvent dans la littérature comme la variable muette des règles monétaires.

Formellement ce type de décomposition du PIB entre cycle et tendance introduit une double sensibilité des taux courts vis à vis des chocs d'activité, laquelle illustre bien l'articulation des horizons stratégiques de la politique monétaire. Elle doit réagir aux chocs non persistants affectant l'ouput gap dans une logique de "strict" ou de "flexible inflation targeting". Elle doit d'autre part, pour préserver une posture de neutralité à long terme vis à vis de l'activité, réagir aux chocs qui affectent de manière persistante le PIB potentiel et de manière transitoire la croissance potentielle. Cette décomposition des chocs d'activité apparaît d'autant plus légitime que la réponse de la politique monétaire aux différents chocs peut être le cas échéant fortement differenciée, et qu'on peut soupçonner d'autre part les chocs persistants d'être relativement abondants au cours de certaines périodes. Sa mise en oeuvre explicite ou implicite constitue toutefois une véritable difficulté à la fois pour les banques centrales[5] et les intervenants sur le marché obligataire. C'est

[4] Voir Murray et Nelson (2000) pour une discussion récente sur les Etats-Unis.

[5] Voir Smets (1998), Orphanides (2000) et Mac Callum et Nelson (2000) pour des discussions, dans le cadre des règles monétaires, du problème de la mesure de l'ouput gap et des définitions multiples de la production potentielle.

cette dernière dimension qui est ici exploitée. Ainsi deux types de résolution du modèle traditionnel de la courbe des taux sont proposés : une résolution avec règle monétaire et identification correcte des chocs d'activité et une seconde où seul le choc global d'activité est observable à chaque période. Sa décomposition s'effectue par l'extraction du signal donné par la réalisation des autres chocs et en particulier du choc d'inflation qui doit renseigner la banque centrale et le marché obligataire sur l'ampleur du choc conjoncturel (i.e sur l'ouput gap).

Le papier est organisé de la manière suivante. La section 2 décline les hypothèses du modèle de courbe de taux. La section 3 présente les deux types de résolution de ce modèle. Les différences de propriétés d'équilibre sont examinées à la section 4. Elles permettent d'évaluer les enjeux d'une information complète sur les chocs d'activité ou symétriquement les dangers liés à une information incomplète. La section 5 enfin permet de conclure.

2 Le modèle et ses hypothèses

Les hypothèses du modèle concernent le fonctionnement du marché obligataire, la règle monétaire adoptée par la banque centrale et l'écriture de l'ensemble des processus stochastiques et principalement les aléas affectant les variables d'activité et d'inflation.

2.1 Le marché obligataire

Le fonctionnement du marché obligataire dépend de plusieurs hypothèses concernant la demande des investisseurs et l'évolution de l'offre de titres. Ces hypothèses constituent les ingrédients de base de la théorie traditionnelle de la structure par terme des taux d'intérêt[6] .

La demande sur le marché obligataire résulte du comportement d'investisseurs averses au risque ayant un horizon de placement d'une période. Ils partagent à chaque période leur richesse totale entre un placement sans risque sur le marché monétaire et un placement sur la partie longue de la courbe des taux représenté par une obligation de sensibilité σ (obligation d'état, benchmark).

[6] Voir Jones et Roley (1983), Mankiw (1986), Artus (1987) et Artus et Kaabi (1995).

Le programme de l'investisseur représentatif exprimé sous sa forme espérance-variance s'écrit

$$\underset{(\alpha_t)}{Max} \ U = r_t + \alpha_t \left[E_t \left(H_t/I_t\right) - r_t\right] - \frac{\theta}{2} \left[\alpha_t^2 V_t \left(H_t/I_t\right)\right] \tag{1}$$

où α_t désigne la part de la richesse totale investie sur le marché obligataire, r_t le taux d'intérêt sur le marché monétaire et θ le coefficient d'aversion absolue pour le risque. H_t est le taux de rendement aléatoire de l'obligation. Il dépend de l'évolution de sa valeur boursière sur la période. Au biais de convexité près, ce taux s'exprime selon l'évolution du taux de rendement actuariel de l'obligation R_t sur la période. On pose donc

$$H_t = R_t - \sigma(R_{t+1} - R_t) \tag{2}$$

La résolution du programme de l'investisseur donne

$$\alpha_t = \frac{E_t \left(H_t/I_t\right) - r_t}{\theta V_t \left(H_t/I_t\right)} \tag{3}$$

La demande sur le marché obligataire rapportée à la richesse totale est croissante selon l'excès de rendement anticipé par rapport au taux sans risque et décroissante selon l'aversion au risque et la variance du rendement de l'obligation.

L'offre sur le marché obligataire est exogène mais aléatoire. Rapportée à la richesse totale des investisseurs, elle s'écrit

$$O_t = \overline{O} + \varepsilon_{ot} \tag{4}$$

où ε_{ot} est un choc persistant supposé suivre un processus AR(1). On a donc : $\varepsilon_{ot} = \rho_o \varepsilon_{ot-1} + u_{ot}$ avec u_{ot} bruit blanc standard et $\rho_o < 1$ qui traduit le degré de persistance du choc d'offre sur le marché obligataire.

2.2 La règle monétaire

La banque centrale fixe à chaque période le taux de refinancement des banques, ce qui lui permet de contrôler d'une manière supposée parfaite le taux d'intérêt sur le marché monétaire r_t. Elle poursuit un objectif de long terme de stabilisation de l'inflation à un niveau désiré ou cible π^c

et se conforme à une règle monétaire active reliant de manière univoque son taux d'intervention aux niveaux de l'inflation et de l'activité.

Nous retenons ici une version standard de règle monétaire active présentée par Svensson (1997, 1999) comme règle d'instrument optimale. On note

$$r_t = \overline{r}_t + \pi_t + \lambda_e(\pi_t - \pi^c) + \lambda_y y_t \tag{5}$$

avec $\lambda_e \geq 0, \lambda_y \geq 0$, où π_t désigne le taux d'inflation, y_t l'ouput gap (l'écart relatif entre le PIB et le PIB potentiel, soit la différence entre le log du PIB et le log du PIB potentiel) et $\overline{r}_t$ le taux d'intérêt réel neutre.

Svensson a dérivé cette règle monétaire dans les conditions suivantes. Il retient un modèle dynamique standard d'une économie fermée représentée par une fonction de demande agrégée sensible au taux d'intérêt réel, ou plus exactement à l'écart entre le taux réel et un taux réel neutre exogène, et une courbe de Phillips augmentée comme fonction d'offre. La banque centrale minimise une fonction de perte intertemporelle ayant pour arguments les écarts (anticipés) quadratiques entre l'inflation et l'inflation cible et le carré de l'ouput gap. La présence de l'ouput gap dans la fonction objectif de la banque centrale traduit davantage pour Svensson une approche gradualiste de la politique monétaire, qu'il qualifie de "flexible inflation targeting", qu'un véritable arbitrage entre stabilisation de l'inflation et stabilisation cyclique de l'activité. Cette situation s'oppose au "strict inflation targeting" qui prévaut lorsque l'ouput gap est exclu de la fonction de perte de la banque centrale.

Les conditions d'équilibre du programme de contrôle optimal de la banque centrale permettent d'exprimer la règle d'instrument optimale qui, dans les deux cas ("flexible" et "strict inflation targeting") admet la représentation générale ci-dessus (5). Les paramètres de réaction λ_e et λ_y dépendent des paramètres du modèle, traduisant la sensibilité de l'activité et de l'inflation à la politique monétaire, et du poids accordé à la stabilisation de l'activité. Si ce poids est nul, l'ouput gap reste présent dans la règle optimale en tant qu'indicateur de l'inflation future.

La réaction des taux courts à l'inflation $\lambda_\pi = 1 + \lambda_e$ est supérieure à l'unité, ce qui assure la stabilité dynamique de l'équilibre (de long terme) de l'économie donné par $\pi_t = \pi^c$ et $y_t = 0$. On a ainsi à l'équilibre $r_t = \overline{r}_t + \pi_t$, c'est à dire l'égalité entre le taux d'intérêt réel et le taux d'intérêt réel neutre ou encore une position de neutralité de la politique monétaire.

Comme le souligne Taylor (1998), la difficulté pratique pour la banque centrale consiste à définir et identifier le taux réel neutre. Il est usuel (Taylor (1993), Artus-Penot-Pollin (1999)) de définir, par référence à la règle d'or des modèles de croissance, le taux neutre comme la croissance potentielle de l'économie. En désignant par g_t la croissance potentielle, et en ajoutant de surcroît un terme aléatoire pour intégrer une possible déviation discrétionnaire et temporaire par rapport à la règle, l'équation de formation des taux courts devient

$$r_t = g_t - \lambda_e \pi^c + \lambda_\pi \pi_t + \lambda_y y_t + \varepsilon_{rt} \tag{6}$$

On suppose de nouveau un degré de persistance non nul dans le choc de politique monétaire, soit $\varepsilon_{rt} = \rho_r \varepsilon_{rt-1} + u_{rt}$ avec $\rho_r < 1$ et u_{rt} bruit blanc.

2.3 Les processus d'activité et d'inflation et la matrice de variance covariance des aléas

La production macroéconomique y_t^o(le PIB en log) se décompose en deux composantes aléatoires : la tendance $\overline{y}_t$ et le cycle ou ouput gap y_t. La tendance non stationnaire subit l'influence de chocs persistants interprétés principalement comme des chocs d'offre (de productivité). Elle est assimilable en ce sens à la production potentielle de l'économie. L'ouput gap, stationnaire, résulte au contraire de chocs non persistants dont en principe les chocs de politique monétaire.

On pose donc

$$y_t^o = \overline{y}_t + y_t \tag{7}$$

avec

$$\overline{y}_t = g + \overline{y}_{t-1} + \varepsilon_{\overline{y}t} \tag{8}$$

et $\varepsilon_{\overline{y}t} = \rho_{\overline{y}} \varepsilon_{\overline{y}t-1} + u_{\overline{y}t}$ avec $\rho_{\overline{y}} < 1$ et $u_{\overline{y}t}$ bruit blanc.

La croissance potentielle $g_t \equiv \Delta \overline{y}_t$ s'écrit donc

$$g_t = g + \varepsilon_{\overline{y}t} \tag{9}$$

Le choc $\varepsilon_{\overline{y}t}$ qui résulte du choc élémentaire $u_{\overline{y}t}$ a des effets (infiniment) persistants sur le PIB potentiel et s'interprète comme une élévation temporaire de la croissance potentielle de l'économie. On notera $\varepsilon_{gt} = \varepsilon_{\overline{y}t}$.

On a de plus $y_t \equiv \varepsilon_{yt} = \rho_y \varepsilon_{yt-1} + u_{yt}$ avec $\rho_y < 1$ et u_{yt} bruit blanc.

Le PIB admet donc la représentation suivante

$$y_t^o = g + \overline{y}_{t-1} + \varepsilon_{\overline{y}t} + \varepsilon_{yt} \tag{10}$$

A chaque période, on observe la réalisation d'un choc global d'activité $\Sigma_{yt} = \varepsilon_{\overline{y}t} + \varepsilon_{yt}$. La difficulté pour la banque centrale est donc de faire la part entre ce qui relève d'un choc (temporaire) sur la croissance potentielle et ce qui est imputable à un choc sur l'ouput gap. L'ampleur et la nature de la réaction monétaire appropriée varie avec le type de choc observé. Dans le premier cas l'ajustement sur le taux court est unitaire et préserve la neutralité à long terme de la politique monétaire. Dans le second, la réaction appropriée est donnée par λ_y et préserve la stabilisation de l'inflation.

L'inflation est supposée exogène mais également aléatoire. On pose

$$\pi_t = \overline{\pi}_t + \varepsilon_{\pi t} \tag{11}$$

et $\varepsilon_{\pi t} = \rho_\pi \varepsilon_{\pi t} + u_{\pi t}$ avec $\rho_\pi < 1$ et $u_{\pi t}$ bruit blanc. On aura $\overline{\pi}_t = \pi^c$ quand la banque centrale aura atteint son objectif d'inflation.

Le vecteur des aléas élémentaires du modèle est donc

$$U_t = \begin{bmatrix} u_{ot} \\ u_{rt} \\ u_{gt} \\ u_{yt} \\ u_{\pi t} \end{bmatrix}$$

Les éléments de la matrice de variance covariance de U_t seront notés $\sigma^2_{u_i}$ et γ_{ij} avec $i, j = o, ..., \pi$. Plusieurs jeux d'hypothèses sur les covariances sont ici envisageables[7] . Les hypothèses centrales sont : $\gamma_{\pi y} > 0$, $\gamma_{\pi g} = \gamma_{gy} = 0$. L'inflation et l'ouput gap sont corrélés positivement. Les autres chocs en particulier les deux chocs d'activité sont indépendants. C'est là une donnée essentielle de la représentation en termes de composantes inobservées. Elle s'oppose à la corrélation parfaite des composantes transitoires et persistantes dans la décomposition de Beveridge et Nelson (1981), obtenue dans le cadre d'un processus d'activité de type ARIMA où il n'y a en fait qu'un seul choc d'activité.

3 Résolution

L'équilibre offre-demande sur le marché obligataire est donné par (3) et (4) et permet d'écrire

$$E_t(H_t - r_t) = (\overline{O} + \varepsilon_{ot})\theta V_t(H_t) \tag{12}$$

(2) donne

$$E_t(H_t) = (1 + \sigma)R_t - \sigma E_t(R_{t+1})$$

et

$$V_t(H_t) = \sigma^2 V_t(R_{t+1})$$

On obtient donc

$$R_t = \frac{1}{1+\sigma}\left[r_t + \sigma E_t\left(R_{t+1}\right) + \theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})(\overline{O} + \varepsilon_{ot})\right] \tag{13}$$

[7] Voir Den Haan (2000) pour une évaluation récente sur la corrélation prix-output aux Etats-Unis.

Le taux d'équilibre dépend du taux court courant, de l'espérance et de la variance de taux long pour la période suivante ainsi que du choc sur l'offre de titres. La résolution "forward looking" de (13) sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles des investisseurs donne le taux long d'équilibre

$$\begin{aligned} R_t &= \frac{r_t}{1+\sigma} + \frac{1}{1+\sigma}\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{\sigma}{1+\sigma}\right)^i E_t(r_{t+i})\right] \\ &+\frac{1}{1+\sigma}\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{\sigma}{1+\sigma}\right)^i E_t\left[\theta\sigma^2 V_{t+i}(R_{t+i+1})(\overline{O}+\varepsilon_{ot+i})\right]\right] \\ &+\frac{1}{1+\sigma}\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})(\overline{O}+\varepsilon_{ot}) \end{aligned} \tag{14}$$

En posant la constance des variances conditionnelles (univers stationnaire, ce qui suppose $\overline{\pi}_t = \overline{\pi}$) des taux futurs ($V_{t+i}(R_{t+i+1}) = V_t(R_{t+1})$), compte tenu que $E_t(\varepsilon_{ot+i}) = \rho_o^i \varepsilon_{ot}$, il vient après simplification :

$$\begin{aligned} R_t &= \frac{r_t}{1+\sigma} + \frac{1}{1+\sigma}\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{\sigma}{1+\sigma}\right)^i E_t(r_{t+i})\right] \\ &+\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})\overline{O} + \left(\frac{\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})}{1+\sigma-\sigma\rho_o}\right)\varepsilon_{ot} \end{aligned} \tag{15}$$

C'est la détermination traditionnelle des taux longs d'équilibre dans les modèles (économiques) de la courbe des taux (Artus et Kaabi (1995)). Le taux long dépend du taux court courant, des taux courts futurs anticipés et d'une prime de risque. La prime apparaît comme une fonction croissante de : l'aversion au risque des investisseurs, la sensibilité de l'obligation, l'offre de titres et les offres futures anticipées, et la variance conditionnelle du taux long futur. Il faut exprimer cette variance conditionnelle pour connaître la forme exacte de la prime de risque.

3.1 Résolution avec règle et identification correcte des chocs d'activité

L'introduction de la règle de politique monétaire permet de déterminer les espérances conditionnelles de taux courts futurs. On a

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+i}) &= g + \overline{\pi}_t + \lambda_e(\overline{\pi}_t - \pi^c) + E_t(\varepsilon_{gt+i}) + \lambda_\pi E_t(\varepsilon_{\pi t+i}) \\ &+\lambda_y E_t(\varepsilon_{yt+i}) + E_t(\varepsilon_{rt+i}) \end{aligned} \tag{16}$$

avec

$$\begin{aligned}
E_t(\varepsilon_{gt+i}) &= \rho_g^i \varepsilon_{gt} \\
E_t(\varepsilon_{\pi t+i}) &= \rho_\pi^i \varepsilon_{\pi t} \\
E_t(\varepsilon_{yt+i}) &= \rho_y^i \varepsilon_{yt} \\
E_t(\varepsilon_{rt+i}) &= \rho_r^i \varepsilon_{rt}
\end{aligned}$$

ce qui donne sur les taux longs d'équilibre (avec toujours $\overline{\pi}_t = \overline{\pi}$)

$$\begin{aligned}
R_t &= \frac{r_t}{1+\sigma} + \frac{\sigma}{1+\sigma}[g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c)] \\
&+ \frac{\sigma}{1+\sigma}\left[\rho_g f(\sigma, \rho_g)\varepsilon_{gt} + \rho_\pi f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi \varepsilon_{\pi t} + \rho_y f(\sigma, \rho_y)\lambda_y \varepsilon_{yt} + \rho_r f(\sigma, \rho_r)\varepsilon_{rt}\right] \\
&+ \theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})\overline{O} + \left(\frac{\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})}{1+\sigma-\sigma\rho_o}\right)\varepsilon_{ot} \qquad (17)
\end{aligned}$$

avec

$$f(\sigma, \rho_i) = \frac{1}{1+\sigma-\sigma\rho_i}$$

Le taux long d'équilibre s'interprète comme une moyenne entre le taux court courant (poids de $\frac{1}{1+\sigma}$) et les taux courts futurs anticipés (poids de $\frac{\sigma}{1+\sigma}$) augmentée d'une prime de risque (notée P_t par la suite). Le terme $g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c)$ représente le niveau de long terme (espérance inconditionnelle) des taux courts futurs. Les termes $\rho_i f(\sigma, \rho_i)\varepsilon_{it}$ traduisent la révision des anticipations sur les chocs futurs et les taux courts futurs à la suite de la réalisation des chocs courants. Ces termes sont nuls si les aléas ne présentent aucune persistance et prennent leur valeur maximale dans le cas limite où $\rho_i \to 1$: on a $\rho_i f(\sigma, \rho_i)\varepsilon_{it} \to \varepsilon_{it}$. Les chocs sont alors considérés comme permanents.

En remplaçant dans (17) r_t par sa valeur d'équilibre, il vient

$$R_t = g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c) + f(\sigma, \rho_g)\varepsilon_{gt} + f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi \varepsilon_{\pi t} + f(\sigma, \rho_y)\lambda_y \varepsilon_{yt} + f(\sigma, \rho_r)\varepsilon_{rt} + P_t \qquad (18)$$

Les termes en $f(\sigma, \rho_i)$ apparaissent comme des "facteurs de persistance" conditionnant l'impact des chocs courants sur les taux longs d'équilibre.

La variance conditionnelle du taux long futur $V_t(R_{t+1})$, composante de la prime de risque, est solution d'une équation du second degré.

$$\begin{aligned} V_t(R_{t+1}) &= V_t[F(\varepsilon_{gt+1}, \varepsilon_{\pi t+1}, \varepsilon_{yt+1}, \varepsilon_{rt+1})] \\ &+ \left(\frac{\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})}{1+\sigma-\sigma\rho_o}\right)^2 \sigma_{uo}^2 \\ &+2\left(\frac{\theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})}{1+\sigma-\sigma\rho_o}\right) Cov_t(F(\varepsilon_{gt+1}, \varepsilon_{\pi t+1}, \varepsilon_{yt+1}, \varepsilon_{rt+1}), \varepsilon_{ot}) \end{aligned}$$

avec

$$F(\varepsilon_{gt+1}, \varepsilon_{\pi t+1}, \varepsilon_{yt+1}, \varepsilon_{rt+1}) = f(\sigma, \rho_g)\varepsilon_{gt+1} + f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi \varepsilon_{\pi t+1} + f(\sigma, \rho_y)\lambda_y \varepsilon_{yt+1} + f(\sigma, \rho_r)\varepsilon_{rt+1}$$

$V_t(R_{t+1})$ dépend donc implicitement : des variances et covariances sur les aléas élémentaires du modèle, du degré de persistance de ces aléas, des paramètres de réaction de la politique monétaire, et de nouveau de l'aversion au risque des investisseurs et de la sensibilité de l'obligation. Son écriture se simplifie nettement en considérant une offre de titres obligataires déterministe ($\varepsilon_{ot} = 0$, $\sigma_{uo}^2 = 0$). On a alors

$$V_t(R_{t+1}) = V_t[F(\varepsilon_{gt+1}, \varepsilon_{\pi t+1}, \varepsilon_{yt+1}, \varepsilon_{rt+1})] \tag{19}$$

ce qui donne pour la prime de risque

$$P_t = \theta\sigma^2 V_t(R_{t+1})\overline{O} \tag{20}$$

On a précisément en retenant comme seule significative la corrélation existant entre $\varepsilon_{\pi t}$ et ε_{yt}

$$\begin{aligned} V_t(R_{t+1}) &= \left[f(\sigma, \rho_g)\sigma_{u_g}\right]^2 + [f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi \sigma_{u_\pi}]^2 + \left[f(\sigma, \rho_y)\lambda_y \sigma_{u_y}\right]^2 + [f(\sigma, \rho_r)\sigma_{u_r}]^2 \\ &+2f(\sigma, \rho_\pi)f(\sigma, \rho_y)\lambda_\pi\lambda_y\gamma_{\pi y} \end{aligned}$$

La pente de la courbe des taux à l'équilibre est donnée par

$$Pe_t \equiv R_t - r_t = SPe_g\varepsilon_{gt} + SPe_\pi\lambda_\pi\varepsilon_{\pi t} + SPe_y\lambda_y\varepsilon_{yt} + SPe_r\varepsilon_{rt} + P_t \tag{21}$$

avec

$$SPe_i = f(\sigma, \rho_i) - 1 \tag{22}$$

La pente de la courbe des taux réagit négativement aux innovations sur la croissance potentielle, l'ouput gap et l'inflation puisque l'impact de ces chocs sur les taux longs est inférieur à la réaction de la politique monétaire (niveau de long terme inférieur au niveau courant). Son espérance mathématique correspond à la prime de risque.

3.2 Résolution avec règle et identification brouillée des chocs d'activité

On suppose maintenant qu'à chaque période se pose un problème d'identification de la réalisation des chocs. Les chocs d'inflation et d'offre de titres sont tout à fait observables par la banque centrale et les investisseurs. En revanche le choc d'activité se présente comme un choc global dont la décomposition entre choc temporaire sur la croissance potentielle et choc sur l'ouput gap n'est pas directement observable, à la fois pour la banque centrale et les marchés financiers. Ces intervenants n'observent que Σ_{yt} la réalisation du choc global d'activité et sont donc réduits à formuler des conjectures sur la réalisation de ε_{gt} et ε_{yt}. Ces conjectures, notées $\widetilde{\varepsilon}_{gt}$ et $\widetilde{\varepsilon}_{yt}$, sont formulées conditionnellement à la réalisation des autres chocs. En considérant comme seule significative la corrélation entre le choc d'inflation et l'ouput gap, on obtient alors par extraction de signal[8]

$$\widetilde{\varepsilon}_{yt} = E(\varepsilon_{yt}/\varepsilon_{\pi t}) = k\varepsilon_{\pi t} \tag{23}$$

avec

$$k = \frac{Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{\pi t})}{V(\varepsilon_{\pi t})} = \rho_{\pi y}\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_\pi}\right) \tag{24}$$

où $\rho_{\pi y}$ est le coefficient de corrélation entre $\varepsilon_{\pi t}$ et ε_{yt}.

La conjecture sur le choc conjoncturel dépend donc de l'ampleur du choc inflationniste. Les intervenants peuvent ensuite en déduire, par simple différence avec le choc global d'activité, l'am-

[8] Il existe bien sûr des méthodes plus "fondamentales" pour identifier la nature exacte des chocs d'activité. Le fait de s'en remettre in fine à l'évolution de l'inflation semble être une tentation assez largement partagée et d'autant plus légitime que dans l'économie considérée l'inflation importée joue un rôle négligeable.

pleur du choc sur la croissance potentielle[9] . Soit

$$\widetilde{\varepsilon}_{gt} = E(\varepsilon_{gt}/\Sigma_t, \varepsilon_{\pi t}) = \Sigma_t - \widetilde{\varepsilon}_{yt} \tag{25}$$

c'est à dire

$$\widetilde{\varepsilon}_{gt} = \varepsilon_{gt} + \varepsilon_{yt} - k\varepsilon_{\pi t} \tag{26}$$

Le choc perçu sur la croissance potentielle est d'autant plus fort que le choc inflationniste est faible. Les erreurs d'appréciation de la banque centrale et des investisseurs s'écrivent

$$\begin{aligned} e_{gt} &\equiv \varepsilon_{gt} - \widetilde{\varepsilon}_{gt} = k\varepsilon_{\pi t} - \varepsilon_{yt} \\ e_{yt} &\equiv \varepsilon_{yt} - \widetilde{\varepsilon}_{yt} = \varepsilon_{yt} - k\varepsilon_{\pi t} \end{aligned}$$

La banque centrale fixe le taux court selon la réalisation du choc d'inflation et cette perception des chocs d'activité tout en s'écartant de manière aléatoire du niveau donné par la règle de politique monétaire. Cette écart constitue le choc de politique monétaire, c'est à dire sa composante non anticipée, qui est dès lors une variable observable par les investisseurs présents sur la marché obligataire.

Le taux court d'équilibre s'écrit

$$\widetilde{r}_t = g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c) + \widetilde{\varepsilon}_{gt} + \lambda_\pi \varepsilon_{\pi t} + \lambda_y \widetilde{\varepsilon}_{yt} + \varepsilon_{rt} \tag{27}$$

soit

$$\widetilde{r}_t = g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c) + \varepsilon_{gt} + [\lambda_\pi + k(\lambda_y - 1)]\, \varepsilon_{\pi t} + \varepsilon_{yt} + \varepsilon_{rt} \tag{28}$$

[9] On se place implicitement ici dans une situation où l'information fournie par le choc d'inflation prime par rapport à celle donnée par l'ampleur du choc d'activité. Dans une logique stricte d'extraction de signal par minimisation de l'erreur quadratique moyenne (MSE), la taille du choc global d'activité interviendrait aussi dans la reconstitution de l'ouput gap. On aurait formellement : $\widetilde{\varepsilon}_{yt} = k_\pi \varepsilon_{\pi t} + k_\Sigma \Sigma_t$ et $\widetilde{\varepsilon}_{gt} = \Sigma_t - \widetilde{\varepsilon}_{yt}$ avec

$$\begin{aligned} k_\pi &= (1 - k_\Sigma)\rho_{\pi y}\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_\pi}\right) \\ k_\Sigma &= \frac{(1-\rho_{\pi y})\sigma_y^2}{(1-\rho_{\pi y})\sigma_y^2 + \sigma_g^2} \end{aligned}$$

où k_Σ décroit avec $\rho_{\pi y}$ et est nul pour $\rho_{\pi y} = 1$. On a aussi k_Σ décroissant selon σ_g^2 et tendant vers 1 lorsque σ_g^2 tend vers 0 (cas d'un PIB de type TS (trend stationnary)).

Le taux court reste de sensibilité unitaire aux chocs sur la croissance potentielle. La sensibilité aux chocs d'inflation est donnée par $\lambda_\pi + k(\lambda_y - 1)$ alors que la sensibilité aux chocs conjoncturels devient également unitaire. On suppose que $\lambda_\pi + k(\lambda_y - 1) \geq 0$. Une condition suffisante est donnée pour $\lambda_y = 0$. Elle s'écrit $\lambda_e \geq k - 1$ et sera vérifiée dès que $k \leq 1$ ($i.e$ $\rho_{\pi y}\sigma_y \leq \sigma_\pi$).

Le taux long d'équilibre est donné par (17) où ε_{gt} et ε_{yt} sont remplacés par $\widetilde{\varepsilon}_{gt}$ et $\widetilde{\varepsilon}_{yt}$. On a

$$\widetilde{R}_t = g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c) + f(\sigma, \rho_g)\widetilde{\varepsilon}_{gt} + f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi\varepsilon_{\pi t} + f(\sigma, \rho_y)\lambda_y\widetilde{\varepsilon}_{yt} + f(\sigma, \rho_r)\varepsilon_{rt} + \widetilde{P}_t \quad (29)$$

ou encore

$$\widetilde{R}_t = g + \overline{\pi} + \lambda_e(\overline{\pi} - \pi^c) + \widetilde{F}(\varepsilon_{gt}, \varepsilon_{\pi t}, \varepsilon_{yt}, \varepsilon_{rt}) + \widetilde{P}_t \quad (30)$$

avec

$$\begin{aligned} \widetilde{F}(\varepsilon_{gt}, \varepsilon_{\pi t}, \varepsilon_{yt}, \varepsilon_{rt}) &= f(\sigma, \rho_g)\varepsilon_{gt} + \left\{ f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi + k\left[f(\sigma, \rho_y)\lambda_y - f(\sigma, \rho_g) \right] \right\} \varepsilon_{\pi t} \\ &\quad + f(\sigma, \rho_g)\varepsilon_{yt} + f(\sigma, \rho_r)\varepsilon_{rt} \end{aligned} \quad (31)$$

Les taux longs d'équilibre subissent donc aux facteurs de persistance près le même type de transformation que les taux courts. Une condition suffisante pour que la sensibilité des taux longs aux chocs d'inflation reste positive est donnée pour $\lambda_y = 0$

$$\lambda_e \geq k\left(\frac{f(\sigma, \rho_g)}{f(\sigma, \rho_\pi)} \right) - 1 \quad (32)$$

Comme dans le cas précédent la prime de risque s'écrit

$$\widetilde{P}_t = \theta\sigma^2 V_t(\widetilde{R}_{t+1}) + \left(\frac{\theta\sigma^2 V_t(\widetilde{R}_{t+1})}{1 + \sigma - \sigma\rho_o} \right) \varepsilon_{ot} \quad (33)$$

où $V_t(\widetilde{R}_{t+1})$ est de nouveau solution d'une équation du second degré et admet une écriture simplifiée si l'offre d'obligations est déterministe

$$V_t(\widetilde{R}_{t+1}) = V_t\left[\widetilde{F}(\varepsilon_{gt+1}, \varepsilon_{\pi t+1}, \varepsilon_{yt+1}, \varepsilon_{rt+1}) \right] \quad (34)$$

On a alors

$$\widetilde{P}_t = \theta\sigma^2 V_t(\widetilde{R}_{t+1}) \quad (35)$$

La pente de la courbe des taux s'écrit

$$\widetilde{Pe}_t \equiv \widetilde{R}_t - \widetilde{r}_t = \widetilde{SPe}_g \varepsilon_{gt} + \widetilde{SPe}_\pi \varepsilon_{\pi t} + \widetilde{SPe}_y \varepsilon_{yt} + \widetilde{SPe}_r \varepsilon_{rt} + \widetilde{P}_t \tag{36}$$

avec

$$\begin{aligned}
\widetilde{SPe}_i &= SPe_i = f(\sigma, \rho_i) - 1 \qquad i = g, r \\
\widetilde{SPe}_\pi &= f(\sigma, \rho_\pi)\lambda_\pi + k\left[f(\sigma, \rho_y)\lambda_y - f(\sigma, \rho_g)\right] - \left[\lambda_\pi + k(\lambda_y - 1)\right] \\
\widetilde{SPe}_y &= f(\sigma, \rho_g) - 1
\end{aligned} \tag{37}$$

De nouveau, une condition suffisante pour que la pente reste de sensibilité négative aux chocs d'inflation est donnée pour $\lambda_y = 0$

$$\lambda_e \geq k\left(\frac{1 - f(\sigma, \rho_g)}{1 - f(\sigma, \rho_\pi)}\right) - 1 \tag{38}$$

4 Les enjeux d'une information complète

Les enjeux d'une information complète sur les chocs d'activité peuvent être appréhendés de manière systématique en analysant les écarts entre les différentes variables d'équilibre associées à la résolution du modèle. On oppose la situation d'information incomplète à la situation d'information complète.

4.1 Taux court

L'écart de taux courts d'équilibre $\Delta r_t \equiv \widetilde{r}_t - r_t$ s'écrit

$$\Delta r_t = \left[k(\lambda_y - 1)\right] \varepsilon_{\pi t} + (1 - \lambda_y)\varepsilon_{yt} \tag{39}$$

ce qui permet de formuler la proposition suivante

Proposition 1 *La politique monétaire devient plus sensible aux chocs conjoncturels et moins sensible aux chocs inflationnistes si la règle monétaire ne sur-indexe pas les taux courts sur l'ouput gap* ($\lambda_y < 1$).

Si l'information est brouillée, la sensibilité des taux courts aux chocs conjoncturels est unitaire car ces chocs deviennent une composante de la surprise sur le PIB potentiel, alors qu'elle est donnée par λ_y dans le cas d'une perception correcte des chocs d'activité. La sensibilité des taux courts aux chocs d'inflation est diminuée de $k(1-\lambda_y)$ (ou augmentée de $k(\lambda_y-1)$ négatif), car chaque choc inflationniste est interprété comme un choc conjoncturel, à la hauteur de $k\varepsilon_{\pi t}$, réclamant une hausse de taux court de λ_y, et diminue d'autant la perception du choc de PIB potentiel réclamant lui une réaction unitaire sur le taux d'intervention.

L' écart de variances de taux courts $\Delta V(r_t) \equiv V(\widetilde{r}_t) - V(r_t)$ s'écrit après simplification sous l'hypothèse $\sigma_\pi^2 = \sigma_y^2 = \sigma_\varepsilon^2$ (compte tenu du fait que $Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{\pi t}) = k\sigma_\varepsilon^2$)

$$\Delta V(r_t) = (1-\lambda_y^2)(1-k^2)\sigma_\varepsilon^2 \tag{40}$$

ce qui donne la proposition suivante

Proposition 2 *Sous la même condition concernant la règle monétaire et pour des niveaux homogènes de variance d'inflation et d'ouput gap, la volatilité des taux courts est plus élevée.*

Cette plus grande volatilité de l'instrument de politique monétaire résulte simplement d'une plus grande sensibilité aux chocs. En effet pour un niveau commun de chocs sur l'inflation et l'ouput gap, c'est à dire pour $\varepsilon_{yt} = \varepsilon_{\pi t} = \varepsilon$, on a

$$\Delta r_t = (1-\lambda_y)(1-k)\varepsilon$$

4.2 Taux long, variance conditionnelle et prime de risque

L'écart entre les taux longs d'équilibre $\Delta R_t \equiv \widetilde{R}_t - R_t$ s'écrit

$$\Delta R_t = k\left[f(\sigma,\rho_y)\lambda_y - f(\sigma,\rho_g)\right]\varepsilon_{\pi t} + \left[f(\sigma,\rho_g) - f(\sigma,\rho_y)\lambda_y\right]\varepsilon_{yt} + \Delta P_t \tag{41}$$

avec dans le cas simplifié d'une offre d'obligations déterministe

$$\Delta P_t = \theta\sigma^2 \Delta V_t(R_{t+1})\overline{O} \tag{42}$$

Sous les hypothèses $\sigma_{u_\pi}^2 = \sigma_{u_y}^2 = \sigma_u^2$ et $\rho_\pi = \rho_y$, on montre que

$$\Delta V_t(R_{t+1}) = \left[f(\sigma,\rho_g)^2 - f(\sigma,\rho_y)^2\lambda_y^2\right](1-k^2)\sigma_u^2 \tag{43}$$

Sous les mêmes hypothèses, la calcul précédent où les moments conditionnels sont remplacés par les moments inconditionnels donne

$$\Delta V(R_t) = \left[f(\sigma, \rho_g)^2 - f(\sigma, \rho_y)^2 \lambda_y^2\right](1 - k^2)\sigma_\varepsilon^2 \tag{44}$$

On peut donc établir la proposition suivante

Proposition 3 *La sensibilité aux chocs des taux longs, les variances conditionnelle et inconditionnelle, et la prime de risque sont plus élevées tant que la réaction de la politique monétaire aux chocs conjoncturels reste inférieure à un seuil dépendant de la persistance relative des chocs d'activité. Soit*

$$\lambda_y < \frac{f(\sigma, \rho_g)}{f(\sigma, \rho_y)} \tag{45}$$

C'est la traduction sur les taux courts futurs anticipés et donc sur les taux longs de la condition précédente établie sur les taux courts. Ce seuil dépend positivement de ρ_g et négativement de ρ_y. On a $\frac{f(\sigma,\rho_g)}{f(\sigma,\rho_y)} > 1$ dès que $\rho_g > \rho_y$, c'est à dire que le degré de persistance des chocs (élémentaires) sur la croissance potentielle est supérieure au degré de persistance des chocs conjoncturels. La valeur théorique maximale de ce seuil est donnée par

$$\lim_{(\rho_g,\rho_y)\to(1,0)} \frac{f(\sigma, \rho_g)}{f(\sigma, \rho_y)} = 1 + \sigma \tag{46}$$

4.3 Pente de la courbe des taux

L'écart de pente à l'équilibre $\Delta Pe_t \equiv \widetilde{Pe}_t - Pe_t$ s'écrit aussi comme la différence entre les écarts de taux longs d'équilibre et les écarts de taux courts

$$\Delta Pe_t = \Delta R_t - \Delta r_t \tag{47}$$

Elle se décompose, comme les taux longs, en une différence de sensibilité aux chocs et une différence de prime de risque

$$\Delta Pe_t = \Delta S_{\epsilon t} + \Delta P_t \tag{48}$$

avec

$$\Delta S_{\epsilon t} = k \Delta S_{\epsilon\pi} \varepsilon_{\pi t} + \Delta S_{\epsilon y} \varepsilon_{yt}$$

et

$$\Delta S_{\epsilon\pi} = -\Delta S_{\epsilon y} = \left[1 - f(\sigma, \rho_g)\right] - \lambda_y \left[1 - f(\sigma, \rho_y)\right] \tag{49}$$

Le signe des écarts de sensibilité aux chocs dépend de la position de λ_y par rapport au seuil $\frac{1-f(\sigma,\rho_g)}{1-f(\sigma,\rho_y)}$. La pente de la courbe baisse plus (signe négatif, respectivement moins) en cas de chocs (positifs) inflationnistes et moins (signe positif, respectivement plus) en cas de chocs conjoncturels si $\lambda_y > \frac{1-f(\sigma,\rho_g)}{1-f(\sigma,\rho_y)}$ (respectivement inférieur). Ce seuil dépend négativement de ρ_g et positivement de ρ_y. Il est inférieur à 1 dès que $\rho_g > \rho_y$.

L'écart de niveau moyen de la pente correspond à l'écart de prime de risque ($\Delta E(Pe_t) = \Delta P_t$).

L'écart de volatilité de la pente $\Delta V(Pe_t) \equiv V(\widetilde{Pe}_t) - V(Pe_t)$ s'écrit aussi

$$\Delta V(Pe_t) = \Delta V(R_t) + \Delta V(r_t) - 2\Delta Cov(R_t, r_t) \tag{50}$$

On montre que (toujours sous l'hypothèse $\sigma_\pi^2 = \sigma_y^2 = \sigma_\varepsilon^2$)

$$\Delta V(Pe_t) = (1 - k^2) \left\{\lambda_y^2 \left[1 - f(\sigma, \rho_y)\right]^2 - \left[1 - f(\sigma, \rho_g)\right]^2\right\} \sigma_\varepsilon^2 \tag{51}$$

On tire de ces résultats la proposition suivante

Proposition 4 *La sensibilité aux chocs de la pente de la courbe des taux et sa volatilité sont plus élevées dès que la réaction de la politique monétaire aux chocs conjoncturels est supérieure à un second seuil dépendant de la persistance relative des chocs d'activité. Soit*

$$\lambda_y > \frac{1 - f(\sigma, \rho_g)}{1 - f(\sigma, \rho_y)} \tag{52}$$

Ces résultats ne valent que sous l'hypothèse simplificatrice $\sigma_\pi^2 = \sigma_y^2 = \sigma_\varepsilon^2$. Dans ce cas le paramètre k a pour valeur maximale $k = 1$ pour laquelle il n'y a plus de différence de propriété à l'équilibre entre les situations d'information complète et incomplète. La sur-sensibilisation des taux aux chocs conjoncturels est parfaitement compensée par la sous-sensibilisation aux chocs d'inflation. Les deux chocs sont en fait confondus.

4.4 Synthèse des résultats et comparaison des seuils aux règles optimales

Les écarts de propriétés à l'équilibre dépendent finalement de la position de λ_y par rapport à 3 seuils dont deux sont fonction des degrés de persistance des chocs d'activité.

$$S_1 = \frac{1 - f(\sigma, \rho_g)}{1 - f(\sigma, \rho_y)},\ S_2 = 1,\ S_3 = \frac{f(\sigma, \rho_g)}{f(\sigma, \rho_y)}$$

Si $\rho_g > \rho_y$, les seuils se présentent selon l'ordre précédent et les différences de propriétés à l'équilibre dépendent de l'appartenance de λ_y à l'un des 4 intervalles suivants : $I_1 = [0, S_1[$, $I_2 = [S_1, 1[$, $I_3 = [1, S_2[$, $I_4 = [S_2, +\infty[$.

		I_1	I_2	I_3	I_4
	$\Delta S_{\varepsilon\pi}$	$-$	$-$	$+$	$+$
r_t	$\Delta S_{\varepsilon y}$	$+$	$+$	$-$	$-$
	$\Delta V(r_t)$	$+$	$+$	$-$	$-$
	$\Delta S_{\varepsilon\pi}$	$-$	$-$	$-$	$+$
	$\Delta S_{\varepsilon y}$	$+$	$+$	$+$	$-$
R_t	$\Delta V_t(R_{t+1})$	$+$	$+$	$+$	$-$
	ΔP_t	$+$	$+$	$+$	$-$
	$\Delta V(R_t)$	$+$	$+$	$+$	$-$
	$\Delta S_{\varepsilon\pi}$	$+$	$-$	$-$	$-$
	$\Delta S_{\varepsilon y}$	$-$	$+$	$+$	$+$
Pe_t	$\Delta E(Pe_t)$	$+$	$+$	$+$	$-$
	$\Delta V(Pe_t)$	$-$	$+$	$+$	$+$

La définition d'ordres de grandeur pertinents pour ces seuils est délicate et nécessiterait un travail d'évaluation empirique à part entière. Une première appréciation peut être obtenue par une décomposition des séries de PIB selon la méthode de filtrage de Hodrick et Prescott. Sur la base de données trimestrielles pour la période 1970.1 - 1998.3, on obtient pour les Etats-Unis, le Royaume-Uni, la France et l'Allemagne : $\widehat{\rho}_g = (0.99, 0.98, 0.96, 0.99)$ et $\widehat{\rho}_y = (0.80, 0.81, 0.84, 0.75)$ ce qui donne pour $\sigma = 10$ (cas d'une obligation zéro-coupon à 10 ans) : $\widehat{S}_1 = (0.13, 0.25, 0.46, 0.12)$ et $\widehat{S}_3 = (2.72, 2.41, 1.85, 3.18)$.

Ces seuils sont à comparer aux valeurs obtenues sur λ_y dans les travaux empiriques sur les règles monétaires. Il faut se référer ici aux travaux de simulations permettant d'identifier pour chaque pays une règle monétaire optimale mais également aux travaux économétriques d'estimation des règles suivies par les banques centrales (la règle suivie peut ne pas être optimale...). Les résultats obtenus par la littérature sont bien sûr variables, selon les pays, le modèle macroéconomique retenu (calibré, estimé, structurel ou de type VAR), l'hypothèse d'un "strict" ou d'un "flexible inflation targeting"...Ces évaluations tendent toutefois à s'accorder autour de valeurs légèrement inférieures à 1 mais supérieures au 0.5 initialement proposé par Taylor (1993). Le cas de figure le plus plausible serait donc ici le deuxième, où à la fois les taux courts, les taux longs et la pente de la courbe des taux deviennent plus volatils. Les taux longs et la pente de la courbe sont alors plus élevés en moyenne en raison d'une prime de risque plus forte.

5 Conclusion

L'objet de cet article est d'analyser la transmission sur la structure par terme des taux d'intérêt d'une politique monétaire conforme à une règle active de type "Svensson-Taylor". Les propriétés d'équilibre de la courbe des taux sont étudiées ici sous l'hypothèse centrale d'un processus macroéconomique d'activité de type DS, admettant une représentation en termes de composantes inobservées. On est alors conduit à réhabiliter le taux d'intérêt réel neutre comme "variable active" de la règle monétaire, et à respecter l'articulation entre cycle et croissance dans l'interprétation du rôle de la politique monétaire vis à vis de l'évolution de l'activité. Dans ce contexte, les banques centrales et les intervenants sur le marché obligataire doivent décomposer chaque choc (positif) d'activité en une composante inflationniste portant sur l'ouput gap et une composante non inflationniste résultant d'une élévation temporaire de la croissance potentielle de l'économie. Cette décomposition est d'autant plus légitime que les réponses appropriées en termes de politique monétaire peuvent être le cas échéant fortement différenciées.

Si l'identification des chocs d'activité est brouillée ou imparfaite et simplement reconstituée à partir du signal donné par l'observation du choc d'inflation, les propriétés d'équilibre de la courbe des taux sont bien sûr modifiées par rapport à une situation très théorique d'information complète sur les chocs d'activité. Ces modifications portent uniquement sur la sensibilité des taux d'intérêt aux chocs d'inflation et aux chocs conjoncturels. Elles dépendent principalement de la position du paramètre de réaction de la politique monétaire aux chocs conjoncturels, par rapport à différents seuils dépendant de la persistance relative des deux types de chocs d'activité. Le cas de figure le plus probable, au regard des évaluations empiriques sur les règles monétaires optimales, est celui de taux courts et de taux longs globalement plus sensibles aux différents chocs. Cette situation est associée à des niveaux moyens de taux longs et de primes de risque plus élévés et à des volatilités accrues à la fois sur les taux courts, les taux longs et la pente de la structure par terme.

Ces résultats permettent donc de cibler les enjeux d'une identification correcte de la nature des chocs d'activité dans une économie quant aux premiers mécanismes de transmission de la politique monétaire. Ils illustrent aussi les risques qu'il y a à formuler une règle monétaire sur la base de variables qui sont davantage des concepts théoriques que des grandeurs directement observables. Ils ne renforcent pas dans ces conditions le contenu informationnel généralement accordé aux mouvements de la pente de la structure des taux d'intérêt.

References

P. Artus. Structure par terme des taux d'intérêt : Théorie et estimation dans le cas français. *Cahiers Economiques et Monétaires*, 27 :5–48, 1987.

P. Artus and M. Kaabi. Les primes de risque jouent-elles un rôle significatif dans la détermination de la pente de la structure des taux ? *Document de Travail de la CDC*, (01), Février 1995.

P. Artus, A. Penot, and J. P. Pollin. Quelle règle monétaire pour la banque centrale européenne ? *Revue d'Economie Politique*, 109(3) :309–385, mai-juin 1999.

L. Ball. Efficient rules for monetary policy. *NBER Working Paper*, (5952), March 1997.

N. Batini and A. Haldane. Forward-looking rules for monetary policy. *Workink paper - Bank of England*, (91), 1999.

S. Beveridge and C. Nelson. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycle". *Journal of Monetary Economics*, pages 151–174, 1981.

W. J. DenHaan. The comovement between ouput and prices. *Journal of Monetary Economics*, 46 :3–30, 2000.

J. J. Durand, F. Martin, and N. Payelle. *La Convergence Des Économies Européennes*, chapter 3. C. Tavéra, economica edition, 1999.

T. Ellingsen and U. Söderström. Monetary policy and market interest rates. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, 56, 1998.

D. Henderson and J. McKibbin. A comparison of some basic monetary policy regimes for open economies : Implications of different degrees of instrument adjustment and wage persistence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pages 221–318, 1993.

D. Jones and V. Roley. Rational expectations and the expectations model of the term structure : A test using weekly data. *Journal of Monetary Economics*, 12 :353–365, 1983.

A. Levin, V. Wieland, and J. Williams. Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, November 1998.

G. Mankiw. The term structure of interest rates revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, pages 61–109, 1986.

B. T. McCallum. The present and future of monetary policy rules. *NBER Working Paper Series*, (7916), 2000.

B. T. McCallum and E. Nelson. Timeless perspective vs. discretionary monetary policy in forward-looking models. *NBER Working Paper Series*, (7915), 2000.

C. Murray and C. Nelson. The uncertain trend in u.s. GDP. *Journal of Monetary Economics*, 46 :79–95, 2000.

J. Nelson and C. Plosser. Trend and random walk in macroeconomic time series : Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, pages 139–169, 1982.

A. Orphanides. Activist stabilisation policy and inflation : The taylor rule in the 1970s. *Board of Governors of the Fereral Reserve System*, February 2000.

A. Orphanides and V. Wieland. Price stability and monetary policy effectiveness when nominal interest rates are bounded at zero. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, June 1998.

A. Orphanides and V. Wieland. Efficient monetary policy design near price stability. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, December 1999.

G. Rudebusch and L. E. Svensson. Policy rules for inflation targeting. *NBER Working Paper*, (6512), april 1998.

F. Smets. Output gap uncertainty : Does it matter for the taylor rule? *NBER Working Paper*, (60), November 1998.

L. E. Svensson. Inflation forecast targeting : Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41 :1111–1146, 1997.

L. E. Svensson. Open-economy inflation targeting. *Institute for International Economic Studies*, april 1998.

L. E. Svensson. Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, 43 :607–654, 1999.

L. E. Svensson. The first year of the euro system : Inflation targeting or not? *CEPR Discussion Paper*, (2380), 2000.

J. B. Taylor. Discretion versus policy rules in pratice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39 :195–214, 1993.

J. B. Taylor. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the european central bank. *Institute for international economic studies*, august 1998.

G. Walsh. A rational expectations models of term premia with some implications for empirical asset demand equations. *Journal of Finance*, pages 638–651, March 1985.