

Les écarts de taux de rendement et d'inflation entre le Canada et les États-Unis

*Ben Siu Cheong Fung et Eli Remolona**

Introduction

C'est un fait établi que la structure par échéance des taux d'intérêt reflète les attentes du marché concernant l'évolution future de l'inflation et des taux d'intérêt réels. L'extraction de ces attentes à partir de la structure des taux d'intérêt est importante pour la mise en œuvre de la politique monétaire. Pour extraire l'information relative aux attentes d'inflation et aux primes de risque d'inflation, nous proposons ici une méthode qui consiste à exploiter à la fois les covariations des taux d'intérêt le long de la courbe de rendement et leurs covariations entre deux pays, le Canada et les États-Unis.

Les recherches portant sur la courbe de rendement suscitent beaucoup d'intérêt dans les banques centrales, des travaux récents ayant démontré l'existence de liens empiriques entre la courbe de rendement et les données économiques fondamentales. Ainsi, on a constaté que cette dernière permettait de prévoir la croissance de la production réelle (voir p. ex. Cozier et Tkacz, 1994; Estrella et Hardouvelis, 1991) et l'inflation (voir p. ex. Mishkin, 1990; Day et Lange, 1997; Engsted, 1995) ainsi que d'évaluer l'orientation de la politique monétaire (voir p. ex. Rudebusch, 1995; Macklem, 1995).

* *Nous remercions pour leurs commentaires Joseph Atta-Mensah, Kevin Clinton, Agathe Côté, Ron Lange, Jack Selody, Mingwei Yuan, Mark Zelmer ainsi que tous les participants au colloque.*

L'une des critiques que l'on peut adresser à ces recherches est que les relations estimées sont fondées sur des formes réduites qui ne bénéficient pas des restrictions structurelles imposées par les modèles d'équilibre. Dans la présente étude, nous cherchons à extraire de la courbe de rendement des renseignements sur l'inflation en faisant appel à un modèle qui formalise la structure des taux d'intérêt et met en rapport les facteurs sous-jacents et les données macroéconomiques fondamentales telles que l'inflation et les taux de rendement réels. Ce type d'analyse peut nous aider à expliquer les principales caractéristiques de la structure des taux d'intérêt et à déterminer la nature des éléments fondamentaux de l'économie qui sont à l'origine des variations des taux de rendement.

Nous étendons à deux pays le modèle de structure des taux à deux facteurs de Gong et Remolona (1997b) en procédant à l'estimation conjointe du modèle pour le Canada et les États-Unis. Il importe de tenir compte du caractère ouvert de l'économie canadienne parce que le taux de rendement des obligations y subit l'influence des marchés financiers internationaux et plus particulièrement du marché obligataire américain. Nous essayons donc de tenir compte explicitement de la relation étroite qui existe entre les marchés financiers canadiens et américains.

Dans le modèle, les taux de rendement sont déterminés dans chaque pays par deux facteurs non observés (latents). Le premier est censé représenter l'inflation, le second est un facteur fourre-tout, qui englobe l'influence des données fondamentales réelles. Étant donné que ces facteurs ne sont pas observés, leur identification pose problème. Gong et Remolona (1997b) ainsi que Jegadeesh et Pennacchi (1996) se servent du processus d'inflation pour identifier le facteur d'inflation en établissant empiriquement une relation entre la structure des taux d'intérêt et les taux d'inflation observés. Dans notre modèle, nous faisons l'hypothèse que le facteur d'inflation est propre à chaque pays, c'est-à-dire que les attentes d'inflation sont indépendantes de part et d'autre de la frontière, et que le facteur réel est commun aux deux pays en ce sens qu'il reflète des attentes communes en matière de taux réels¹. Cette hypothèse repose sur le raisonnement intuitif suivant : un choc réel aux États-Unis se répercutera sur le Canada ou des chocs réels provenant de l'étranger auront des effets à la fois au Canada et aux États-Unis à cause des similitudes et de l'étroitesse des liens entre les

1. Dans un modèle à deux secteurs dont l'un est plus capitalistique que l'autre, si les facteurs de production sont parfaitement mobiles entre secteurs et que les proportions initiales de capital et de travail soient suffisamment comparables entre les partenaires commerciaux, les échanges des deux biens produits entraîneront une égalisation des prix des facteurs et, donc, l'égalité des taux d'intérêt réels. Ainsi que le souligne Obstfeld (1995), ce résultat se vérifie même lorsqu'on assouplit certaines des conditions précédentes.

deux économies. Les chocs inflationnistes peuvent cependant être différents dans les deux pays parce qu'un régime de changes flottants permet au Canada de mener indépendamment sa politique monétaire.

Il se peut toutefois que l'hypothèse d'un facteur réel commun, dans un modèle à deux facteurs, ne permette pas de saisir convenablement tous les chocs subis dans les deux pays. Il pourrait exister des chocs réels propres à l'une des deux économies en raison, par exemple, de l'évolution de la dette publique ou d'importants événements politiques qui sont susceptibles d'influer seulement sur les taux de rendement canadiens et dont le modèle ne peut rendre compte. Nous reviendrons plus loin sur cette question et sur la manière dont elle pourrait être traitée dans des recherches futures. Le présent travail ne constitue à nos yeux que la première étape d'un programme de recherche portant sur la relation entre la courbe de rendement et les données économiques fondamentales dans un cadre d'économie ouverte.

On sait pertinemment que la question la plus difficile, lorsqu'on veut extraire les attentes de la courbe de rendement, est la prise en compte de primes de risque variables dans le temps. Nous voulons non seulement que les primes de risque puissent varier dans le temps, mais aussi qu'elles répondent aux conditions suivantes : i) elles représentent la « tarification » d'un risque exprimé explicitement; ii) elles satisfont à la condition d'équilibre de non-arbitrage; iii) elles sont liées aux attentes concernant les données économiques fondamentales. Nous essayons ici de tenir compte des primes de risque au moyen d'un modèle qui formalise le plus simplement possible la structure des taux d'intérêt. Les risques représentés dans le modèle sont dus aux révisions des attentes, l'hypothèse étant que les primes qui y sont associées sont établies par le marché obligataire. Ils peuvent correspondre à des chocs hétéroscédastiques « puissance un demi » subis par les facteurs, ce qui permet de faire varier à la fois les primes de risque d'inflation et les primes de risque réel. (Si les chocs étaient homoscedastiques, la prime de risque serait constante.)

Pour estimer le modèle, nous avons appliqué un filtre de Kalman aux données mensuelles relatives au rendement des obligations coupon zéro à deux, cinq et dix ans. Les conditions d'arbitrage du modèle nous permettent de nous concentrer sur les variations de taux d'intérêt qui peuvent s'expliquer par la cohérence des processus de formation des attentes. Étant donné que l'une des hypothèses du modèle est l'absence de corrélation entre l'inflation et les attentes en matière de taux d'intérêt réels, nous estimons le modèle uniquement pour les taux de rendement dans le cas desquels cette hypothèse peut se justifier. La méthode d'estimation nous permet d'exploiter la densité conditionnelle des rendements obligataires sans faire d'hypothèses particulières au sujet des erreurs de mesure. Les conditions

d'arbitrage du modèle servent également de restrictions de suridentification. Nous estimons le modèle sur deux périodes, de janvier 1984 à décembre 1997 et de février 1991 à décembre 1997. La première période commence après 1983 à cause du changement de régime monétaire survenu aux États-Unis cette année-là. La seconde s'amorce au moment où le régime d'inflation a changé au Canada, à la suite de l'adoption, en février 1991, de cibles de réduction de l'inflation². Une fois les paramètres estimés, nous pouvons tirer du modèle des prévisions conditionnelles au sujet des facteurs non observés et ainsi décomposer, toujours de façon conditionnelle, les taux de rendement nominaux des obligations en quatre éléments : les attentes en matière de taux d'intérêt réels, la prime de risque réel, les attentes relatives à l'inflation et la prime de risque d'inflation. Nous examinons ensuite l'évolution des attentes d'inflation et des risques d'inflation dans le temps ainsi que la relation entre les écarts de taux de rendement Canada-États-Unis et les écarts de taux d'inflation correspondants.

Les résultats de notre estimation montrent que le modèle permet d'extraire des renseignements utiles de la courbe de rendement, en particulier dans le cas du Canada. Il est donc important d'exploiter l'information supplémentaire que véhicule la courbe de rendement aux États-Unis pour étudier la structure des taux d'intérêt au Canada, et l'hypothèse voulant qu'il existe un facteur réel commun mais des facteurs d'inflation indépendants paraît plausible. Nous constatons également que les écarts de taux de rendement et les écarts de taux d'inflation entre le Canada et les États-Unis sont étroitement liés, ce qui donne à penser que l'écart de rendement peut être expliqué en bonne partie par les écarts entre les taux d'inflation attendus et entre les primes de risque d'inflation.

Voici le plan de notre étude. La section 1 présente le modèle à deux facteurs et deux pays. La section 2 décrit les données utilisées et la méthode d'estimation. La section 3 expose et analyse les résultats empiriques. Dans notre conclusion, nous résumons ceux-ci et suggérons quelques points qui méritent d'être approfondis.

2. Les données dont nous disposons vont de 1972 à 1997. Cependant, les observateurs estiment généralement que deux régimes monétaires caractérisés par des méthodes d'intervention différentes ont été en vigueur pendant cette période aux États-Unis : l'un de 1972 à 1979 et l'autre de 1984 à 1997 (voir par exemple Brown et Dybvig, 1986; Evans et Wachtel, 1993; Jeffrey, 1997). La Banque du Canada et le ministère des Finances ont annoncé conjointement l'adoption de cibles de réduction de l'inflation le 26 février 1991; voir Banque du Canada (1991), p. 3.

1 Le modèle affine de taux de rendement à deux facteurs, deux risques et deux pays

1.1 La famille des modèles affines relatifs à la structure des taux d'intérêt

Le modèle que nous avons élaboré est un modèle affine à deux facteurs et deux pays appartenant à la famille de modèles proposée par Duffie et Kan (1996). Dans cette famille de modèles, les taux d'intérêt et les prix des obligations sont des fonctions linéaires (affines) d'un nombre restreint de facteurs. La dynamique de ces facteurs est décrite par un processus de diffusion puissance un demi généralisé. Le principal avantage que comportent les modèles de cette famille est de pouvoir représenter des courbes de rendement de formes diverses tout en restant maniables. Le modèle affine relatif à la structure des taux d'intérêt englobe un grand nombre de modèles bien connus, comme le modèle à un facteur de Vasicek (1977) et celui de Cox, Ingersoll et Ross (1985) ou le modèle à deux facteurs de Longstaff et Schwartz (1992).

Reprenant les travaux récents de Campbell, Lo et MacKinlay (1997) et de Gong et Remolona (1997a), nous spécifions notre modèle affine en temps discret, de manière à éviter les problèmes que pose l'estimation d'un processus en temps continu au moyen de données discrètes (voir Aït-Sahalia, 1996). Les modèles de ce genre se composent d'un modèle dynamique explicitant les processus stochastiques d'évolution des facteurs et d'un modèle où les prix (ou les rendements) des obligations sont exprimés en fonction des facteurs et de la durée à courir jusqu'à l'échéance. Par conséquent, la combinaison de la dimension temporelle et de la dimension transversale de ces modèles permet de procéder à leur estimation au moyen de données à la fois temporelles et transversales³. On peut ainsi exploiter à fond les restrictions transversales imposées par le modèle de structure des taux et identifier le prix du risque sur le marché. Notre modèle de base à deux facteurs est analogue à celui que présentent Gong et Remolona (1997b).

3. De plus en plus d'auteurs estiment les modèles de structure des taux à l'aide de données longitudinales.

1.1.1 Le noyau d'établissement du prix

La méthode du noyau repose sur une condition de non-arbitrage. Dans le cas des obligations coupon zéro, le prix réel d'une obligation à n périodes est donné par ⁴

$$P_{nt} = E_t[P_{n-1,t+1}M_{t+1}], \quad (1)$$

où M_{t+1} est le facteur d'actualisation stochastique. Cette équation de prix exprime le fait que le prix de l'obligation à n périodes est égal à la valeur actualisée attendue du prix de l'obligation au cours de la prochaine période. Elle exclut les possibilités d'arbitrage en appliquant le même facteur d'actualisation à toutes les obligations. Dans la suite du document, nous modéliserons P_{nt} à l'aide du processus stochastique de M_{t+1} .

Dans un modèle affine de taux de rendement, le facteur d'actualisation stochastique M_{t+1} suit une loi lognormale conditionnelle, et les prix des obligations suivent une loi lognormale conjointement avec M_{t+1} . Le modèle reste ainsi maniable. En prenant les logarithmes de l'équation (1), nous obtenons

$$p_{nt} = E_t[m_{t+1} + p_{n-1,t+1}] + \frac{1}{2}\text{Var}_t[m_{t+1} + p_{n-1,t+1}], \quad (2)$$

où les minuscules désignent les logarithmes des valeurs correspondantes, par exemple

$$p_{t+1} = \log(P_{t+1}).$$

Étant donné qu'il y a deux facteurs, x_{1t} et x_{2t} , qui permettent de prévoir m_{t+1} , un modèle affine de taux de rendement qui satisfait aux conditions de Duffie et Kan (1996) peut s'exprimer sous la forme⁵

$$-p_{nt} = A_n + B_{1n}x_{1t} + B_{2n}x_{2t}, \quad (3)$$

c'est-à-dire une fonction linéaire des facteurs. Comme le rendement de l'obligation à n périodes est

$$y_{nt} = -\frac{P_{nt}}{n},$$

les rendements sont également des fonctions linéaires des facteurs. Il convient de noter que l'ordonnée A_n et les pondérations des facteurs B_{1n} et B_{2n} sont des fonctions constantes de la durée à courir jusqu'à l'échéance n .

4. On trouvera dans Campbell, Lo et MacKinlay (1997) et dans Fung et Tkacz (1997) une brève description de la méthode permettant d'obtenir l'équation d'évaluation.

5. Voir Campbell, Lo et MacKinlay (1997), p. 441.

Le problème fondamental consiste ici à spécifier les coefficients A_n , B_{1n} et B_{2n} en résolvant l'équation (3) à partir des processus stochastiques de x_{1t} et x_{2t} et à confirmer que l'équation (2) est vérifiée.

Nous considérons deux modèles affines de taux de rendement à deux facteurs — l'un pour le Canada et l'autre pour les États-Unis — satisfaisant aux conditions de Duffie et Kan.

1.2 Le modèle américain

Dans le modèle américain, nous faisons l'hypothèse que le noyau de prix dépend de deux facteurs; l'un représente les attentes d'inflation propres aux États-Unis, et l'autre un facteur réel commun aux États-Unis et au Canada. La valeur négative du logarithme du facteur d'actualisation stochastique est déterminée par les deux facteurs qui entrent de façon additive dans l'équation de prévision, soit :

$$-m_{t+1} = x_{1t} + x_{2t} + w_{t+1} \quad (4)$$

où w_{t+1} représente la variation imprévue du logarithme du facteur d'actualisation stochastique et est lié au risque. Le choc a une moyenne de zéro et une variance formulée de manière à dépendre des processus stochastiques des deux facteurs x_{1t} et x_{2t} . Chacun de ces facteurs suit un processus autorégressif d'ordre 1 univarié, avec des chocs hétéroscédastiques (dépendant du niveau du facteur) décrits par un processus puissance un demi :

$$x_{1,t+1} = (1 - \phi_1)\mu_1 + \phi_1 x_{1t} + x_{1t}^{1/2} u_{1,t+1} \quad (5)$$

$$x_{2,t+1} = (1 - \phi_2)\mu_2 + \phi_2 x_{2t} + x_{2t}^{1/2} u_{2,t+1} \quad (6)$$

où $(1 - \phi_1)$ et $(1 - \phi_2)$ sont les rythmes de retour à la moyenne ($0 < \phi_1, \phi_2 < 1$), μ_1 , μ_2 sont les moyennes de long terme auxquelles reviennent les facteurs, et $u_{1,t+1}$ et $u_{2,t+1}$ sont des chocs de moyenne zéro et de volatilité σ_1^2 et σ_2^2 . Nous faisons l'hypothèse que les chocs ne sont pas corrélés⁶.

6. L'hypothèse voulant que les chocs imprimés à la valeur attendue du taux de rendement réel soient orthogonaux à ceux que subissent les attentes d'inflation n'est pas déraisonnable, car il est probable que la valeur attendue du taux de rendement réel est fonction de l'activité réelle. Fama et Gibbons (1992) recourent à une hypothèse d'orthogonalité similaire pour estimer le rendement réel attendu à partir de l'inflation et des taux à court terme constatés *ex post*.

Pour représenter à la fois la prime de risque d'inflation et la prime de risque réel, nous supposons que le choc subi par m_{t+1} est proportionnel aux chocs auxquels $x_{1,t+1}$ et $x_{2,t+1}$ sont soumis :

$$w_{t+1} = \lambda_1 x_{1t}^{1/2} u_{1,t+1} + \lambda_2 x_{2t}^{1/2} u_{2,t+1}, \quad (7)$$

où λ_1 représente le prix du risque d'inflation sur le marché, et λ_2 le prix du risque réel sur le marché. Les risques sont dus ici aux révisions des attentes. Le modèle présuppose que ces risques sont « tarifés » par le marché obligataire. Dans la lignée de Cox, Ingersoll et Ross (1985) et de Campbell, Lo et MacKinlay (1997), nous considérons que les volatilités des chocs sont proportionnelles à la racine carrée des facteurs en question. Ces processus de diffusion puissance un demi présentent plusieurs avantages, notamment celui de permettre aux primes de risque de varier dans le temps tout en gardant des rendements qui soient des fonctions linéaires des facteurs; le modèle reste ainsi maniable.

Étant donné qu'une obligation est remboursée à sa valeur nominale à l'échéance, la normalisation donne $\log(P_{0,t}) \equiv p_{0,t} = 0$. Par conséquent, le rendement sur une période est égal à

$$y_{1,t} = -p_{1,t} = \left(1 - \frac{1}{2}\lambda_1^2\sigma_1^2\right)x_{1t} + \left(1 - \frac{1}{2}\lambda_2^2\sigma_2^2\right)x_{2t}, \quad (8)$$

qui est également une fonction linéaire des facteurs, les coefficients étant donnés par

$$A_1 = 0, B_{1,1} = 1 - \frac{1}{2}\lambda_1^2\sigma_1^2 \text{ et } B_{2,1} = 1 - \frac{1}{2}\lambda_2^2\sigma_2^2.$$

Nous pouvons également faire la preuve que le prix d'une obligation à n périodes est une fonction linéaire des facteurs, les coefficients⁷ étant donnés par

$$A_n = A_{n-1} + (1 - \phi_1)\mu_1 B_{1,n-1} + (1 - \phi_2)\mu_2 B_{2,n-1} \quad (9)$$

$$B_{1n} = 1 + \phi_1 B_{1,n-1} - \frac{1}{2}(\lambda_1 + B_{1,n-1})^2 \sigma_1^2 \quad (10)$$

$$B_{2n} = 1 + \phi_2 B_{2,n-1} - \frac{1}{2}(\lambda_2 + B_{2,n-1})^2 \sigma_2^2. \quad (11)$$

Les coefficients B_{1n} et B_{2n} représentent les pondérations des facteurs, et le coefficient A_n , la convergence des facteurs vers leur moyenne de long terme. Les équations (9), (10) et (11) imposent les restrictions

7. L'Annexe 1 décrit comment les coefficients ont été obtenus.

transversales auxquelles doivent satisfaire huit paramètres : les rythmes de retour à la moyenne $1 - \phi_1$ et $1 - \phi_2$, les moyennes de long terme μ_1 et μ_2 , les prix des risques λ_1 et λ_2 et les volatilités σ_1 et σ_2 .

1.3 Le modèle canadien

Le modèle canadien est configuré de la même manière que le modèle américain, à ceci près que les variables et les coefficients propres au Canada sont désignés par un astérisque (*). Par conséquent, la valeur négative du logarithme du facteur d'actualisation stochastique est

$$-m_{t+1}^* = x_{1t}^* + x_{2t} + w_{t+1}^*, \quad (12)$$

où w_{t+1}^* représente la variation imprévue du logarithme du facteur d'actualisation stochastique et est lié au risque. Le choc a une moyenne de zéro et une variance exprimée de manière à dépendre des processus stochastiques des facteurs x_{1t}^* et x_{2t} . Étant donné que le deuxième facteur est commun aux deux pays, il suffit de spécifier le processus suivi par le premier facteur, soit :

$$x_{1,t+1}^* = (1 - \phi_1^*)\mu_1^* + \phi_1^*x_{1t}^* + (x_{1t}^*)^{1/2}u_{1t}^*, \quad (13)$$

où toutes les variables sont définies comme dans le modèle américain.

Nous considérons que le choc auquel m_{t+1}^* est soumis est proportionnel au choc subi par $x_{1,t+1}^*$ et par $x_{2,t+1}$:

$$w_{t+1}^* = \lambda_1^*x_{1t}^*{}^{1/2}u_{1,t+1}^* + \lambda_2^*x_{2t}^{1/2}u_{2,t+1}. \quad (14)$$

Dans ce cas-ci, le prix du risque relatif au facteur réel n'est pas le même que dans le modèle américain.

Étant donné que le facteur réel est identique dans les modèles canadien et américain, le prix d'une obligation à n périodes est donné par l'expression

$$-p_{nt}^* = A_n^* + B_{1n}^*x_{1t}^* + B_{2n}^*x_{2t}. \quad (15)$$

Signalons que la pondération du facteur réel, B_{2n}^* , est différente dans les deux pays parce que le prix du risque relatif aux facteurs réels peut être différent au Canada et aux États-Unis. Nous parlons, dans le cas de ce modèle plus général, d'un modèle à quatre risques. Nous examinons aussi le cas dans lequel le prix du risque réel est le même dans les deux pays, à savoir $\lambda_2 = \lambda_2^*$ et, donc, $B_{2n} = B_{2n}^*$. Nous parlons, pour désigner ce modèle où le risque réel est identique, d'un modèle à trois risques. Les résultats produits par les deux modèles nous permettront d'établir si les marchés financiers au Canada et aux États-Unis évaluent le risque réel au même prix étant donné l'hypothèse d'un choc réel commun.

Le rendement sur une période est

$$y_{1t}^* = -p_{1t}^* = \left(1 - \frac{1}{2}\lambda_1^{*2}\sigma_1^{*2}\right)x_{1t}^* + \left(1 - \frac{1}{2}\lambda_2^{*2}\sigma_2^2\right)x_{2t}, \quad (16)$$

qui est également une fonction linéaire des facteurs, dont les coefficients sont

$$A_1^* = 0, B_{1,1}^* = 1 - \frac{1}{2}\lambda_1^{*2}\sigma_1^{*2} \text{ et } B_{2,1}^* = 1 - \frac{1}{2}\lambda_2^{*2}\sigma_2^2.$$

Nous pouvons aussi faire la preuve que le prix d'une obligation à n périodes est fonction linéaire des facteurs, les coefficients⁸ étant donnés par

$$A_n^* = A_{n-1}^* + (1 - \phi_1^*)\mu_1^*B_{1,n-1}^* + (1 - \phi_2)\mu_2 B_{2,n-1}^*, \quad (17)$$

$$B_{1n}^* = 1 + \phi_1^*B_{1,n-1}^* - \frac{1}{2}(\lambda_1^* + B_{1,n-1}^*)^2\sigma_1^{*2}, \quad (18)$$

$$B_{2n}^* = 1 + \phi_2 B_{2,n-1}^* - \frac{1}{2}(\lambda_2^* + B_{2,n-1}^*)^2\sigma_2^2. \quad (19)$$

Là encore, les coefficients B_{1n}^* et B_{2n}^* représentent les pondérations des facteurs, et le coefficient A_n^* , la convergence des facteurs vers leur moyenne de long terme. Les équations (17), (18) et (19) imposent les restrictions transversales auxquelles doivent satisfaire huit paramètres : les rythmes de retour à la moyenne $1 - \phi_1^*$ et $1 - \phi_2$, les moyennes de long terme μ_1^* et μ_2 , les prix des risques λ_1^* et λ_2^* et les volatilités σ_1^* et σ_2 .

1.4 L'inflation attendue et le facteur d'inflation

Pour identifier le facteur d'inflation, Gong et Remolona modélisent le processus d'inflation tel qu'il est perçu par le marché. Ils font l'hypothèse que les attentes sont rationnelles et que les opérateurs du marché perçoivent l'inflation comme un processus simple, ce qui permet d'exprimer l'inflation observée en fonction du facteur d'inflation. Dans notre modèle à deux pays, nous parvenons à isoler ce facteur en adoptant l'hypothèse d'un facteur réel commun. Nous pouvons ainsi décomposer le rendement nominal des obligations en quatre éléments : les attentes en matière de taux d'intérêt réels, la prime de risque réel, les attentes en matière d'inflation et la prime de risque d'inflation.

8. L'Annexe 1 décrit comment les coefficients ont été obtenus.

Signalons que le taux à court terme, dans l'équation (8), est un taux sûr parce qu'il n'est pas nécessaire de réviser les attentes au cours d'une même période. Nous pouvons par conséquent décomposer le taux court en deux éléments, les attentes en matière d'inflation et les attentes en matière de rendements réels, d'après l'équation de Fisher. Étant donné que x_{1t} est le facteur d'inflation, le premier terme du côté droit de l'équation (8) est l'inflation attendue. Nous avons donc

$$E_t(\pi_{t+1}) \equiv \left(1 - \frac{1}{2}\lambda_1^2\sigma_1^2\right)x_{1t}. \quad (20)$$

De même, l'inflation attendue au Canada s'exprime par

$$E_t(\pi_{t+1}^*) \equiv \left(1 - \frac{1}{2}(\lambda_1^*)^2(\sigma_1^*)^2\right)x_{1t}^*. \quad (21)$$

1.5 Les primes de risque d'inflation et de risque réel

La prime de risque d'inflation et la prime de risque réel aux États-Unis peuvent être obtenues à partir du rendement excédentaire attendu sur une obligation à n périodes :

$$E_t(p_{n-1,t+1}) - p_{nt} - y_{1t} = -\lambda_1 B_{1,n-1} \sigma_1^2 x_{1t} - \frac{1}{2} B_{1,n-1}^2 \sigma_1^2 x_{1t} \\ - \lambda_2 B_{2,n-1} \sigma_2^2 x_{2t} - \frac{1}{2} B_{2,n-1}^2 \sigma_2^2 x_{2t}, \quad (22)$$

où les termes dans lesquels entre x_{1t} représentent la prime de risque d'inflation, et les termes contenant x_{2t} représentent la prime de risque réel. Les deux termes qui ne contiennent ni λ_1 , ni λ_2 représentent l'inégalité de Jensen. Notons que la prime de risque d'inflation et la prime de risque réel dépendent de l'échéance et varient selon les périodes comme les facteurs correspondants.

De même, la prime de risque d'inflation et la prime de risque réel au Canada peuvent être obtenues à partir du rendement excédentaire attendu d'une obligation à n périodes :

$$E_t(p_{n-1,t+1}^*) - p_{nt}^* - y_{1t}^* = -\lambda_1^* B_{1,n-1}^* \sigma_1^{*2} x_{1t}^* \\ - \frac{1}{2} B_{1,n-1}^{*2} \sigma_1^{*2} x_{1t}^* - \lambda_2^* B_{2,n-1} \\ * \sigma_2^2 x_{2t} - \frac{1}{2} B_{2,n-1}^{*2} \sigma_2^2 x_{2t}. \quad (23)$$

2 Les données et l'estimation

2.1 Les données

Les auteurs de certains travaux récents sur les modèles relatifs à la structure des taux d'intérêt, par exemple Duffie et Singleton (1997) et Gong et Remolona (1997c), ont constaté qu'un troisième facteur pouvait être nécessaire pour décrire adéquatement la courbe de rendement sur toute sa longueur et expliquer la bosse de la courbe de volatilité. Nous nous limiterons donc à estimer la courbe de rendement sur la portion allant de deux à dix ans parce que les attentes d'inflation et les risques d'inflation tendent à exercer sur les rendements une influence plus importante et plus persistante pour ces échéances que pour les échéances rapprochées.

2.1.1 Les données canadiennes

Les données mensuelles utilisées pour le Canada vont de janvier 1972 à décembre 1997; elles sont constituées des taux de rendement d'obligations coupon zéro calculés à partir des rendements au pair d'obligations fédérales à échéance constante qu'utilisent Day et Lange (1997)⁹.

2.1.2 Les données américaines

Nous utilisons les données mensuelles relatives au rendement coupon zéro des obligations de deux à dix ans provenant de McCulloch et Kwon (1993), complétées par des chiffres fournis par la Banque fédérale de réserve de New York. Pour ce qui est des données provenant de cette institution, nous obtenons chaque courbe coupon zéro en estimant une fonction spline cubique par rapport aux prix d'environ 160 obligations à coupons du Trésor américain de diverses échéances. Afin de réduire l'effet éventuel des primes de liquidité, nous avons omis les émissions phares, dont les titres sont beaucoup plus liquides.

9. Les rendements au pair sont calculés par la méthode de Bell. Il y a deux façons standards d'exprimer la structure des taux d'intérêt dans la littérature : au moyen d'une courbe des rendements au pair constituée des rendements à l'échéance d'obligations au pair ou au moyen d'une courbe des taux au comptant composée des rendements à l'échéance d'obligations coupon zéro. Dans un cas comme dans l'autre, il faut estimer la structure des taux à partir des rendements à l'échéance d'obligations à coupons ne s'échangeant pas à la valeur nominale. Cependant, le rendement d'obligations au pair et le taux au comptant peuvent être tirés l'un de l'autre une fois l'un des deux calculé. Pour l'éventail des rendements obligataires étudiés ici, on ne dispose pour le moment de données sur les rendements d'obligations au pair que dans le cas du Canada. Le rendement au pair d'une obligation à dix ans est tiré de Boothe (1991) jusqu'en 1989, puis raccordé à la base de données que tient la Banque du Canada. Le modèle de Bell est utilisé dans les deux cas.

Le Tableau 1 présente des statistiques sommaires concernant le taux d'augmentation sur douze mois de l'IPC et le rendement d'obligations coupon zéro à deux, cinq et dix ans pour les deux pays. La mesure de l'IPC est corrigée des variations saisonnières et exclut les impôts indirects et les taxes sur le tabac. L'estimation va de janvier 1984 à décembre 1997. Nous nous penchons aussi sur un échantillon plus court allant de février 1991 à décembre 1997 afin de déceler l'effet éventuel de l'annonce, en février 1991, des cibles de réduction de l'inflation au Canada. Ainsi que le montre le Tableau, le rendement moyen des obligations et l'inflation moyenne ainsi que leurs volatilités diminuent lorsqu'on passe de la période d'estimation la plus longue (commençant en 1984) à la plus courte. La moyenne des écarts entre les taux d'inflation et entre les taux de rendement au cours des deux périodes est présentée au Tableau 2. L'écart de taux d'inflation moyen entre le Canada et les États-Unis est négatif au cours des deux périodes, mais il est plus important au cours de la seconde (1991-1997). Quant à l'écart moyen entre les taux de rendement obligataires, il est plus faible au cours de la seconde période pour les obligations à deux ans, identique pour celles à cinq ans et plus élevé pour celles à dix ans.

La Figure 1a illustre les taux de rendement à cinq ans aux États-Unis et au Canada tandis que la Figure 1b représente le taux d'accroissement de l'IPC au cours de la totalité de la période étudiée. Les taux de rendement ont été plus élevés au Canada qu'aux États-Unis de 1986 à 1996. Avant 1991, l'inflation était très similaire au Canada et aux États-Unis. Cependant, la forte baisse des prix des produits de base en 1986 s'était traduite par un recul de l'inflation plus marqué aux États-Unis qu'au Canada, où l'énergie est plus lourdement taxée. Le repli des cours du pétrole, par exemple, n'a pas entraîné de diminution sensible des prix de l'énergie ni, par conséquent, de l'inflation mesurée par l'IPC. À noter que les taux de rendement des obligations à cinq ans se situaient au même niveau depuis 1984 des deux côtés de la frontière. La forte chute de l'inflation aux États-Unis a coïncidé avec une baisse considérable des rendements obligataires dans ce pays, qui sont alors devenus inférieurs à leurs pendants canadiens. Après 1988, les taux d'inflation au Canada et aux États-Unis sont redevenus voisins. L'adoption des cibles de réduction de l'inflation en 1991 a entraîné un ralentissement prononcé de l'inflation au Canada, où les prix ont augmenté moins rapidement qu'aux États-Unis depuis 1992. Par contre, les taux de rendement obligataires sont demeurés plus élevés au Canada de 1986 à la fin de 1996.

2.2 L'application du filtre de Kalman et l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance

Le modèle est estimé à l'aide d'un sous-ensemble des taux de rendement disponibles qui porte sur le moyen terme. Étant donné que les

Tableau 1**Statistiques sommaires****Échantillon allant de janvier 1984 à décembre 1997**

Variable	États-Unis			Canada		
	Moyenne	Écart-type	Autocorrélation d'ordre 1	Moyenne	Écart-type	Autocorrélation d'ordre 1
Taux de variation de l'IPC	3,43	1,03	0,97	3,13	1,35	0,99
Rendement de l'obligation à deux ans	6,99	1,94	0,98	8,06	2,11	0,97
Rendement de l'obligation à cinq ans	7,61	1,84	0,98	8,45	1,77	0,97
Rendement de l'obligation à dix ans	8,05	1,72	0,98	8,96	1,59	0,97

Échantillon allant de février 1991 à décembre 1997

Variable	États-Unis			Canada		
	Moyenne	Écart-type	Autocorrélation d'ordre 1	Moyenne	Écart-type	Autocorrélation d'ordre 1
Taux de variation de l'IPC	2,96	0,66	0,96	1,95	0,83	0,96
Rendement de l'obligation à deux ans	5,54	0,96	0,95	6,38	1,45	0,94
Rendement de l'obligation à cinq ans	6,28	0,78	0,93	7,12	1,22	0,95
Rendement de l'obligation à dix ans	6,85	0,74	0,94	7,89	1,02	0,95

Tableau 2**Écarts moyens des taux d'inflation et des taux de rendement entre le Canada et les États-Unis**

	Échantillon allant de janvier 1984 à décembre 1997	Échantillon allant de février 1991 à décembre 1997
Taux de variation de l'IPC	- 0,30	- 1,01
Rendement de l'obligation à deux ans	1,08	0,84
Rendement de l'obligation à cinq ans	0,84	0,84
Rendement de l'obligation à dix ans	0,91	1,05

Figure 1a

Rendements des obligations à cinq ans aux États-Unis et au Canada de janvier 1984 à décembre 1997

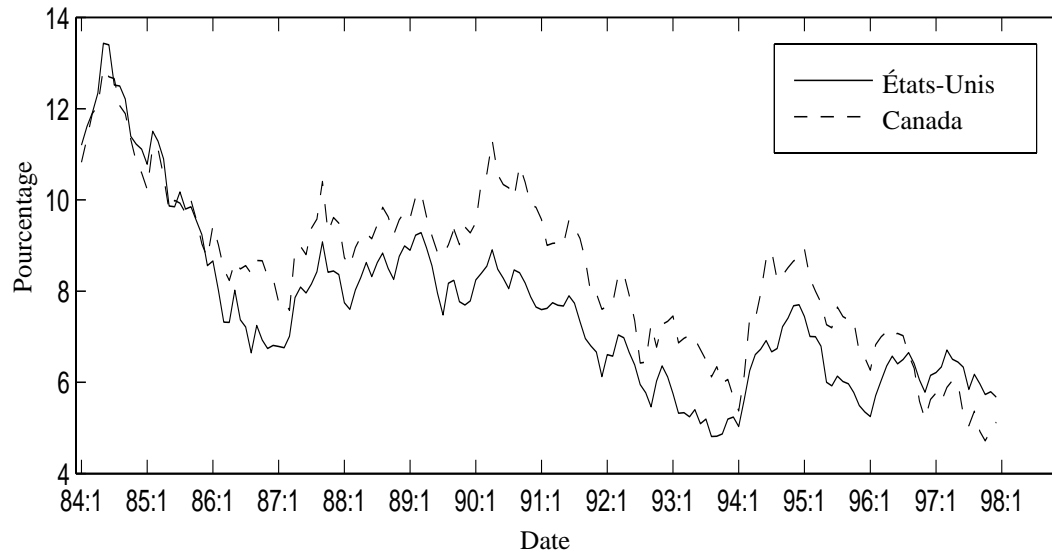
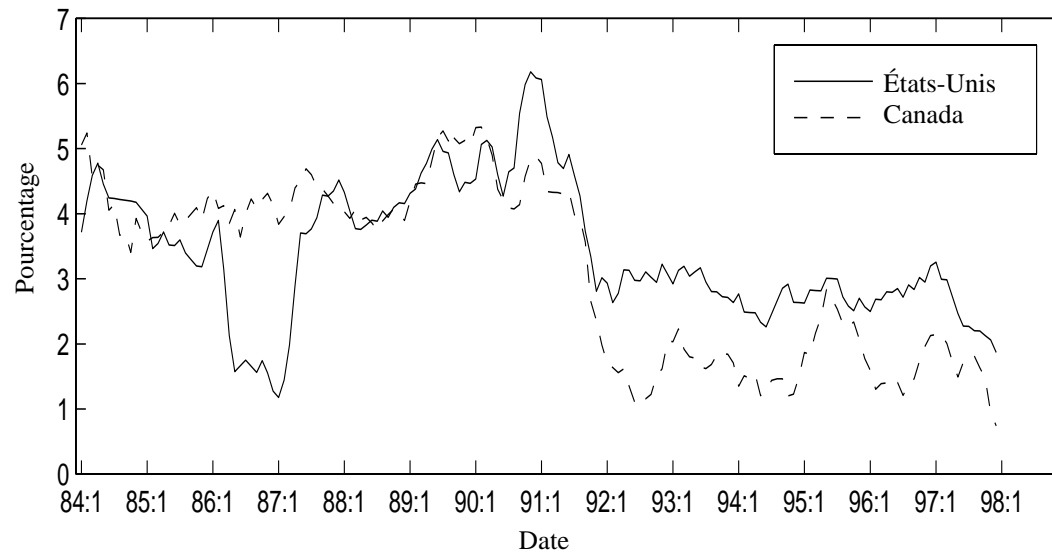


Figure 1b

Inflation aux États-Unis et au Canada de janvier 1984 à décembre 1997



facteurs sont traités comme des variables latentes, ils peuvent être établis par déduction à l'aide du filtre de Kalman. Nous estimons ensuite le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance, en fonction des moyennes et des variances conditionnelles des processus suivis par les facteurs¹⁰. Pour appliquer le filtre de Kalman, nous devons exprimer nos modèles sous la forme d'une fonction espace d'états linéaire. Les équations de mesure et de transition sont données par

$$y_t = A + HX_t + v_t \quad (24)$$

$$X_{t+1} = C + FX_t + u_{t+1}. \quad (25)$$

Dans notre modèle, les rendements, qui sont des fonctions affines des facteurs, servent d'équations de mesure. Les processus stochastiques suivis par les facteurs — des processus autorégressifs d'ordre 1 — constituent les équations de transition. Nous avons donc

$$\begin{bmatrix} y_{lt} \\ y_{mt} \\ y_{nt} \\ y_{lt}^* \\ y_{mt}^* \\ y_{nt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_l \\ a_m \\ a_n \\ a_l^* \\ a_m^* \\ a_n^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{1l} & b_{2l} & 0 \\ b_{1m} & b_{2m} & 0 \\ b_{1n} & b_{2n} & 0 \\ 0 & b_{2l}^* & b_{1l}^* \\ 0 & b_{2m}^* & b_{1m}^* \\ 0 & b_{2n}^* & b_{1n}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{1t}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \\ v_{5t} \\ v_{6t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

où

$$y_{lt}, y_{mt}, y_{nt} \text{ et } y_{lt}^*, y_{mt}^*, y_{nt}^*$$

sont les taux de rendement à la période t d'obligations coupon zéro assorties des échéances l , m et n aux États-Unis et au Canada respectivement. Les coefficients sont

$$a_k = \frac{A_k}{k}, b_{1\phi k} = \frac{B_{lk}}{k} \text{ et } b_{2k} = \frac{B_{mk}}{m}, k = l, m, n,$$

10. de Jong (1997) aborde certains problèmes empiriques liés à l'estimation des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance ou du quasi-maximum de vraisemblance. Il soutient cependant que, pour les paramètres généralement obtenus lorsqu'on estime un modèle de structure des taux, les résultats de simulations présentés dans Lund et Anderson (1997) donnent à penser que le biais de l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance n'est pas particulièrement important.

et sont tirés des équations (9), (10) et (11), tandis que les coefficients affectés d'un astérisque sont les valeurs équivalentes pour le Canada, fournies par les équations (17), (18) et (19). Les erreurs de mesure v_{it} suivent une loi de probabilité à moyenne zéro et à écart-type e_i , où $i = 1, 2 \dots 6$.

Les équations de transition correspondent aux équations (5), (6) et (13) :

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{1t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \phi_1)\mu_1 \\ (1 - \phi_2)\mu_2 \\ (1 - \phi_1^*)\mu_1^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1, t-1} \\ x_{2, t-1} \\ x_{1, t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1, t-1}^{1/2} u_{1t} \\ x_{2, t-1}^{1/2} u_{2t} \\ (x_{1, t-1}^*)^{1/2} u_{1t}^* \end{bmatrix}, \quad (27)$$

où les chocs u_{1t} , u_{2t} et u_{1t}^* suivent une loi normale à moyenne zéro et à écarts-types σ_1 , σ_2 et σ_1^* . Il convient de noter que, dans la version type du modèle espace d'états linéaire, aucune restriction ne rattache l'équation de mesure à l'équation de transition. Dans notre modèle, par contre, les conditions d'arbitrage jouent le rôle de restrictions de suridentification qui lient les coefficients des deux équations. Les conditions d'arbitrage sont données par les équations (9) à (11) et (17) à (19), les valeurs initiales étant définies par les équations (8) et (16).

3 Les résultats

3.1 Les valeurs estimées des paramètres

Le Tableau 3 présente les valeurs estimées des paramètres des modèles à trois risques et à quatre risques pour les deux périodes étudiées. Les paramètres $(1 - \phi)$ mesurent les rythmes de retour à la moyenne, qui sont assez rapides d'après nos résultats. Les paramètres σ mesurent les volatilités des facteurs, tandis que les μ sont les moyennes de long terme des facteurs. Les paramètres λ_1 et λ_1^* sont les prix des risques d'inflation, tandis que λ_2 représente le prix du risque réel. Dans le modèle à trois risques, le prix du risque d'inflation est plus élevé aux États-Unis, mais il est plus faible ou égal dans le modèle à quatre risques. Bien que ce dernier modèle permette de « tarifier » les risques réels de manière différente au Canada et aux États-Unis, leurs prix se révèlent très similaires des deux

Tableau 3
Valeurs estimées des paramètres

	Modèle à trois risques		Modèle à quatre risques	
	Échantillon allant de janvier 1984 à décembre 1997	Échantillon allant de février 1991 à décembre 1997	Échantillon allant de janvier 1984 à décembre 1997	Échantillon allant de février 1991 à décembre 1997
Paramètres relatifs à l'inflation				
ϕ_1	0,79	0,89	0,77	0,70
ϕ_1^*	0,86	0,86	0,72	0,71
μ_1	3,68	0,99	1,61	1,93
μ_1^*	5,78	6,78	1,32	3,14
λ_1	- 1,33	- 1,42	- 1,03	- 1,05
λ_1^*	- 0,92	- 0,97	- 1,09	- 1,05
σ_1	0,73	0,84	1,01	0,85
σ_1^*	1,32	1,26	0,84	0,87
Paramètres relatifs au rendement réel				
ϕ_2	0,65	0,68	0,71	0,73
μ_2	7,71	7,71	3,27	2,78
λ_2	- 0,97	- 1,04	- 1,03	- 0,98
λ_2^*			- 1,04	- 0,99
ϕ_2	0,86	0,77	0,84	1,00
Écart-type des erreurs de mesure				
e_1	1,08	0,52	0,29	1,48
e_2	1,29	2,88	1,31	1,20
e_3	1,65	1,34	1,50	0,64
e_4	0,68	1,95	0,41	0,21
e_5	1,45	1,38	1,39	2,88
e_6	2,19	1,42	1,30	1,09
Vraisemblance moyenne en logarithme				
	6,83	5,63	27,73	30,37

côtés de la frontière. Ces résultats donnent à penser que les marchés obligataires des deux pays ont évalué le risque réel à un prix similaire, puisque le choc réel est commun aux deux économies.

Pour évaluer le modèle, nous nous fions aux implications des paramètres pour les attentes d'inflation et les primes de risque d'inflation plutôt qu'aux diverses valeurs estimées. Pour cela, nous tirons du modèle des prévisions conditionnelles au sujet du facteur d'inflation et calculons les

attentes et les primes de risque implicites, puis nous examinons la manière dont ces variables implicites se comportent dans le temps. Nous pouvons étudier plus particulièrement comment elles varient d'une période à l'autre d'après le comportement des écarts de taux de rendement pendant la même période. Dans les paragraphes qui suivent, nous nous concentrons sur la totalité de la période d'estimation, qui va de janvier 1984 à décembre 1997.

3.2 Les attentes d'inflation

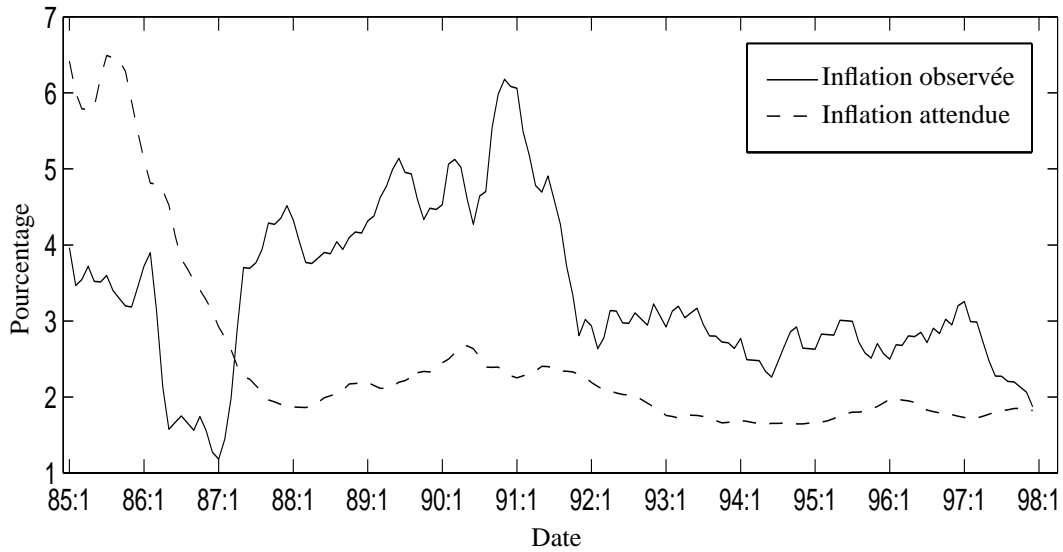
Les Figures 2a et 2b illustrent les taux d'inflation observés et les attentes d'inflation aux États-Unis; dans le cas du Canada, ces renseignements sont fournis par les Figures 3a et 3b. Les attentes d'inflation à l'horizon d'une période sont tirées des prévisions conditionnelles de x_{1t} et x_{1t}^* produites par le modèle et des équations (20) et (21). Nous pouvons ensuite calculer l'inflation attendue à l'horizon de 12 mois en cumulant les attentes à cet horizon. On constate à la Figure 2 que, avant 1987, l'inflation attendue aux États-Unis suit une tendance à la baisse analogue à celle de l'inflation observée. Après 1987, cependant, elle reste à peu près stationnaire et nettement inférieure à l'inflation observée, en raison du retour rapide à la moyenne du facteur d'inflation qu'implique la faible valeur du paramètre ϕ_1 dans les deux modèles.

Au Canada, l'évolution de l'inflation attendue suit de très près celle de l'inflation observée selon le modèle à trois risques, sauf durant la période 1985-1987 en raison des intenses pressions à la baisse subies par le dollar canadien à la fin de 1985 et au début de 1986. La Banque du Canada ayant réagi de façon vigoureuse à ces pressions afin de défendre le dollar, l'hypothèse d'un facteur d'inflation indépendant n'est peut-être pas aussi appropriée qu'au cours des autres périodes. Dans le modèle à quatre risques, ϕ_1^* est plus faible que dans le modèle à trois risques, ce qui implique un retour plus rapide à la moyenne. Par conséquent, la mesure de l'inflation attendue a tendance à varier dans une plage relativement étroite autour de sa moyenne comparativement à l'inflation observée. Depuis 1995, cependant, elle reflète bien l'inflation observée, qui s'est stabilisée à un niveau situé entre 1 et 2 %. Dans les deux modèles, en fait, l'inflation attendue suit de très près l'inflation observée depuis 1995, cette dernière s'étant stabilisée et ayant eu tendance à converger vers sa moyenne de long terme.

Il ressort des résultats obtenus dans le cas des attentes d'inflation que le modèle est plus efficace pour estimer l'inflation attendue au Canada qu'aux États-Unis et que l'adéquation statistique du modèle à trois risques est supérieure à celle du modèle à quatre risques à cause d'un paramètre de persistance plus élevé, ϕ_1^* . Dans le modèle, l'inflation est déterminée uniquement par le facteur d'inflation. Il est possible que le processus d'inflation soit plus complexe aux États-Unis et ne puisse être bien

Figure 2a

Inflation observée et inflation attendue aux États-Unis de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à trois risques

**Figure 2b**

Inflation observée et inflation attendue aux États-Unis de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à quatre risques

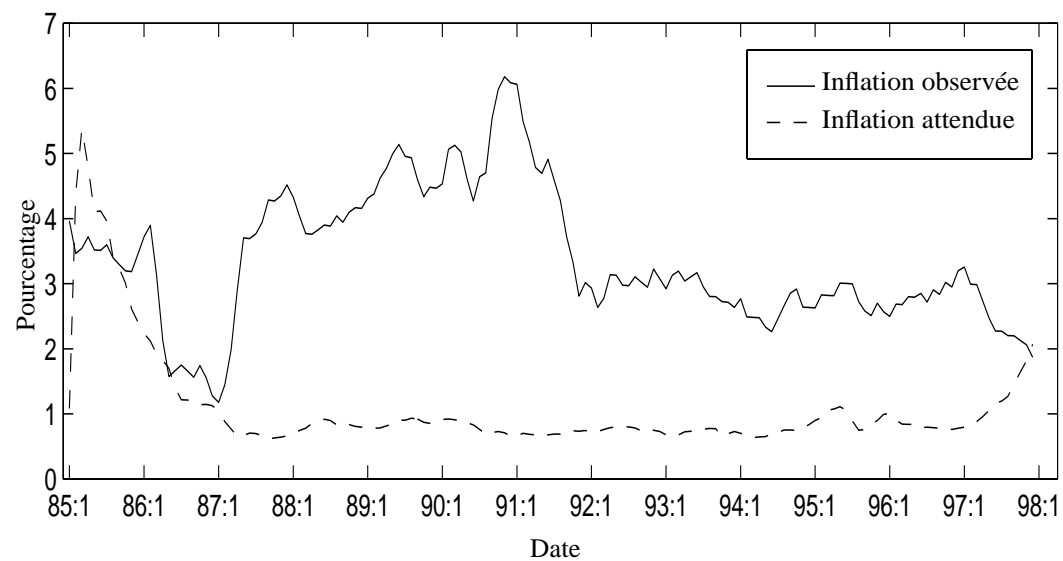
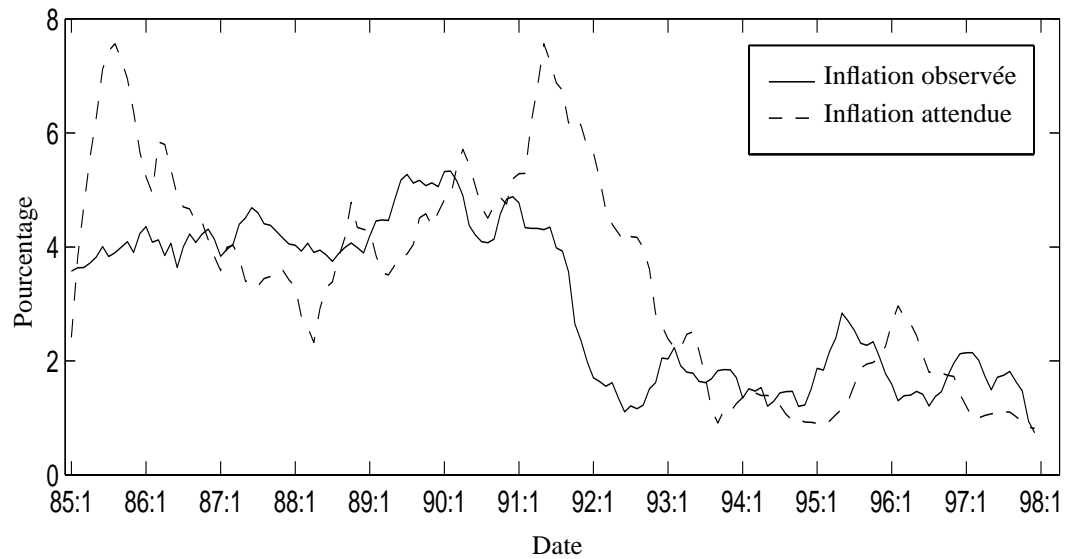
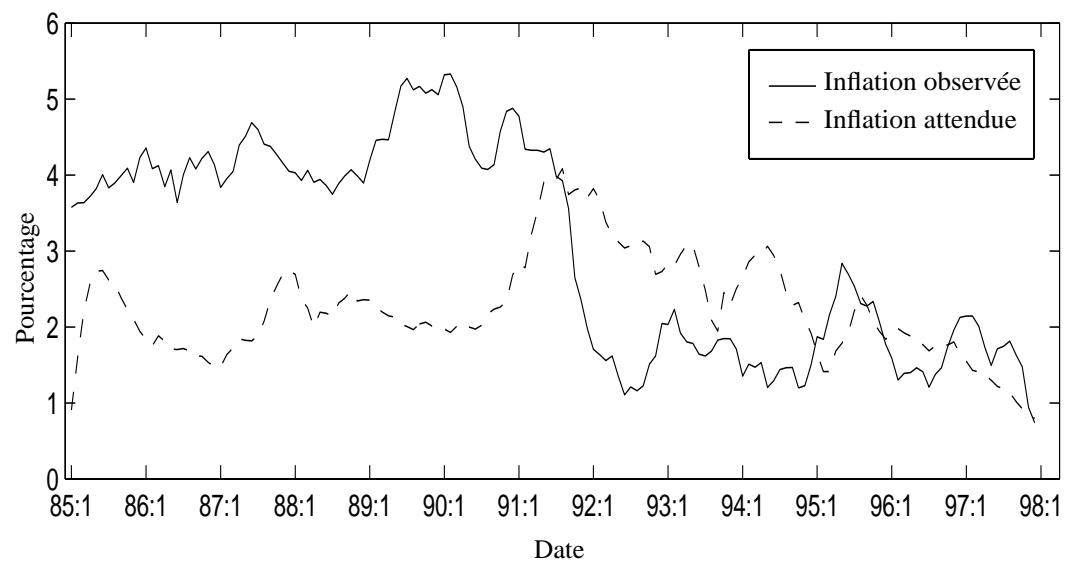


Figure 3a

Inflation observée et inflation attendue au Canada de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à trois risques

**Figure 3b**

Inflation observée et inflation attendue au Canada de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à quatre risques



représenté par un seul facteur. Nous aimerions, dans des recherches futures, comparer les attentes d'inflation estimées à l'aide de notre modèle aux données d'enquêtes effectuées auprès de prévisionnistes ou encore aux prévisions d'inflation produites par d'autres modèles.

3.3 Les risques d'inflation

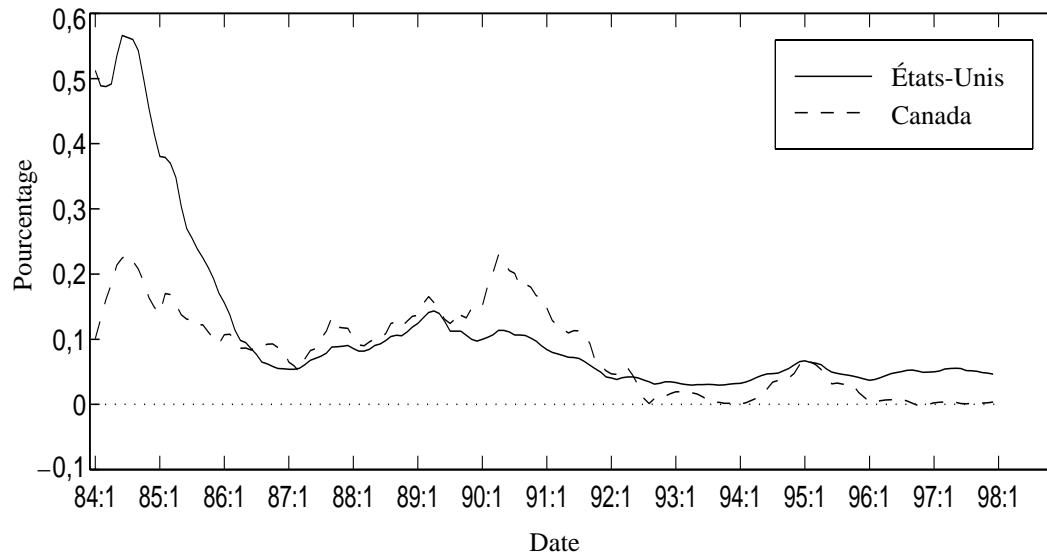
Les révisions des attentes d'inflation constituent une source de risque qui semble avoir été « tarifée » par le marché obligataire durant les années 1980 et 1990. Étant donné que l'ampleur des révisions est liée au niveau des attentes, les primes de risque varient dans le temps. À l'aide du prix estimé des risques, λ_1 , nous pouvons calculer les primes de risque d'inflation en appliquant les prévisions conditionnelles de x_{1t} et de x_{1t}^* produites par le modèle aux termes pertinents des équations (22) et (23). Les Figures 4a et 4b illustrent les primes de risque d'inflation estimées dans le cadre des deux modèles pour le rendement des obligations à cinq ans au Canada et aux États-Unis. Dans les deux cas, la prime de risque d'inflation affiche d'importantes variations selon les périodes au Canada, tandis qu'aux États-Unis, elle ne varie de manière appréciable qu'aux deux extrémités de la période étudiée.

Campbell et Shiller (1996) estiment au moyen de deux méthodes différentes la taille de la prime de risque d'inflation aux États-Unis, définie comme le rendement excédentaire moyen d'un actif attribuable à la sensibilité de celui-ci au taux d'inflation. La première méthode consiste à postuler que le rendement excédentaire moyen d'une obligation à cinq ans non indexée par rapport à un actif comparativement sûr, par exemple un bon du Trésor à trois mois non indexé, s'explique entièrement par la prime de risque d'inflation. Sur la période 1953-1994, la prime de risque estimée par Campbell et Shiller pour une obligation à cinq ans non indexée se situe entre 70 et 100 points de base¹¹. La deuxième méthode consiste à utiliser un cadre d'évaluation des actifs pour avoir une idée de la prime de risque qu'implique la covariance des taux de rendement des obligations avec les variables d'état pertinentes. Campbell et Shiller se servent du rendement d'un titre censé représenter l'ensemble du marché, par exemple un indice boursier pondéré par la valeur des actions, et du taux de croissance de la consommation globale. La prime de risque implicite qu'ils obtiennent est d'environ 90 à 150 points de base. Ils sont d'avis qu'une valeur de 50 à 100 points de base pourrait être une bonne approximation pour une obligation coupon zéro à cinq ans. Gong et Remolona (1997b) estiment que la prime de risque

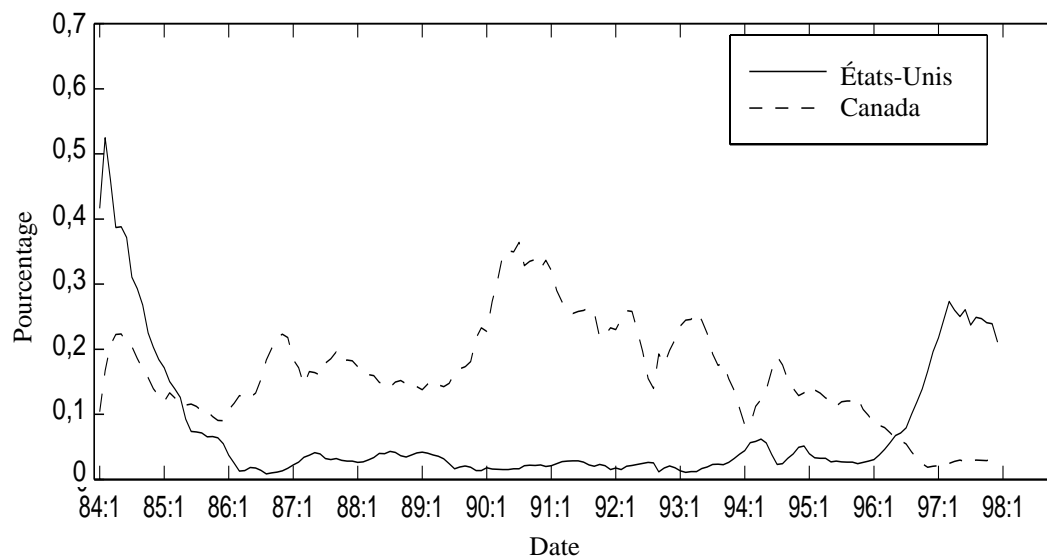
11. Cette estimation pourrait être interprétée comme la borne supérieure de la prime de risque d'inflation à cause de la présence possible d'une prime de risque réel.

Figure 4a

Primes de risque d'inflation aux États-Unis et au Canada de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à trois risques

**Figure 4b**

Primes de risque d'inflation aux États-Unis et au Canada de janvier 1984 à décembre 1997, modèle à quatre risques



d'inflation aux États-Unis varie dans le temps entre des valeurs d'environ 50 et 150 points de base.

Dans notre modèle à trois risques, les primes de risque d'inflation au Canada et aux États-Unis sont faibles. Sur la période d'estimation allant de 1984 à 1997, la prime moyenne est d'environ 8 points de base au Canada et 12 points de base aux États-Unis, l'écart étant par conséquent d'environ 4 points de base. Si la prime de risque d'inflation est plus faible en moyenne au Canada, c'est principalement en raison de son niveau nettement moins élevé de 1984 à 1986. Comme nous l'avons vu à la section précédente, le modèle ne donne pas de très bons résultats pendant cette période, durant laquelle la Banque du Canada a réagi à la faiblesse du dollar canadien. En tout état de cause, nos estimations sont bien inférieures à celles de Campbell et Shiller ou de Gong et Remolona. Dans le modèle à quatre risques, la prime de risque d'inflation est en moyenne de 16 points de base au Canada et de 7 points de base aux États-Unis. Même si les écarts entre les primes sont relativement faibles dans les deux modèles, ils semblent cadrer avec les écarts de taux de rendement sur l'ensemble de la période d'estimation, ainsi que nous le verrons dans la prochaine sous-section. Nous considérons par conséquent que, même si les primes de risque d'inflation sont sous-estimées dans les deux pays par rapport aux résultats obtenus dans d'autres études, l'ordre de grandeur de l'écart entre ces primes pourrait être correct.

Nous entreprenons ensuite de voir si ces primes de risque d'inflation sont compatibles avec l'évolution de l'inflation au Canada en nous concentrant sur plusieurs événements clés qui, estime-t-on, ont eu un effet de taille sur l'inflation et les attentes d'inflation. Il s'agit de la conférence prononcée par le gouverneur Crow en janvier 1988 sous les auspices de la Fondation Eric J. Hanson, de l'annonce des cibles de réduction de l'inflation faite conjointement par la Banque du Canada et le ministère des Finances en février 1991 et de la deuxième annonce relative aux cibles faite en décembre 1993 lors de la nomination de M. Thiessen au poste de gouverneur.

Considérons tout d'abord le risque d'inflation dans le modèle à trois risques illustré à la Figure 4a. Bien que la stabilité des prix ait été présentée comme l'objectif de la politique monétaire dans l'allocution du gouverneur Crow, les primes de risque d'inflation n'ont pas diminué de manière sensible entre 1988 et 1991. Elles se sont même orientées légèrement à la hausse pendant cette période. Cependant, l'évolution du risque d'inflation cadre avec les variations des rendements obligataires et de l'inflation observée au cours de la même période. Le rendement des obligations à cinq ans s'est accru parallèlement à la hausse des rendements obligataires aux États-Unis et à l'augmentation continue de l'inflation. Autrement dit, le marché obligataire n'a pas perçu une diminution appréciable du risque d'inflation, malgré la volonté affichée de la Banque du

Canada de viser la stabilité des prix, parce que la hausse des prix n'a pas commencé alors à se ralentir. La Banque est cependant devenue plus crédible au fil du temps, l'inflation ayant commencé à baisser dans les années 1990, plus particulièrement après l'établissement des cibles de réduction de l'inflation en février 1991. Ainsi, vers le milieu de l'année 1991, la prime de risque d'inflation s'est mise à diminuer. La deuxième annonce effectuée en décembre 1993 n'a pas eu d'effet marqué sur le risque d'inflation, lequel était déjà voisin de zéro au milieu de 1992. La prime de risque d'inflation a cependant commencé à augmenter au début de 1994, quand la Réserve fédérale a resserré la politique monétaire aux États-Unis. Le risque d'inflation a de nouveau amorcé une baisse à la fin de 1994 pour se stabiliser aux environs de zéro depuis 1996.

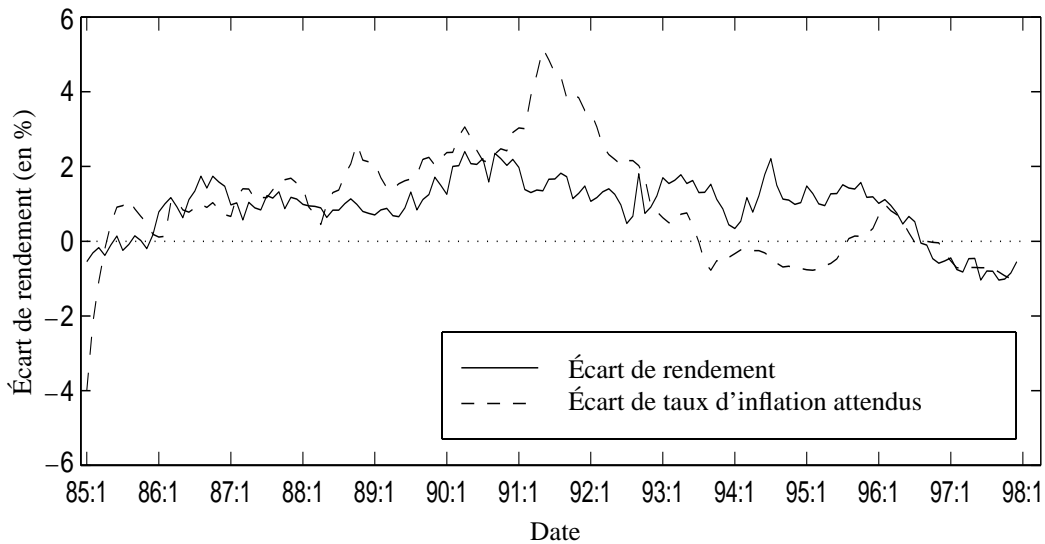
Le modèle à quatre risques illustré à la Figure 4b produit des résultats à peu près similaires. La hausse de la prime de risque d'inflation entre 1988 et la fin de 1990 est plus prononcée que dans le modèle à trois risques, ce qui indique peut-être une accumulation appréciable des risques d'inflation pendant cette période. Cependant, l'adoption de cibles de réduction de l'inflation semble avoir eu un effet sur les primes de risque d'inflation, puisque celles-ci ont commencé à s'orienter à la baisse peu après. Depuis 1997, ces primes se situent à un niveau très faible et nettement inférieur à la valeur observée aux États-Unis.

3.4 Les écarts de taux de rendement et de taux d'inflation

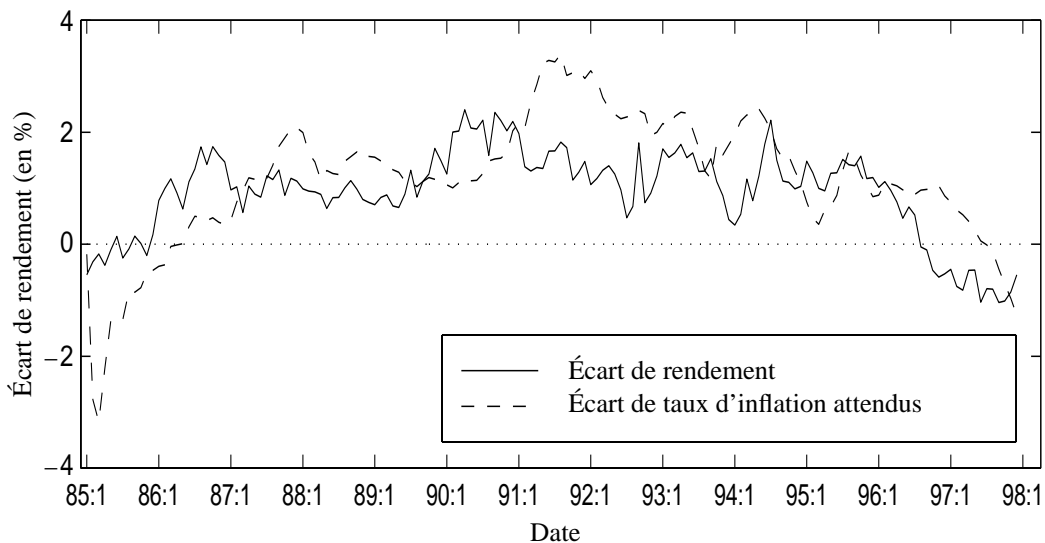
Les Figures 5a et 5b montrent les écarts entre les taux de rendement des obligations à cinq ans et les écarts entre les taux d'inflation attendus à l'horizon d'un an au Canada et aux États-Unis. Qu'ils aient été estimés à partir du modèle à trois risques ou du modèle à quatre risques, les écarts entre les taux d'inflation attendus sont supérieurs à ceux que l'on observe entre les taux de rendement de 1991 à 1993, même s'ils affichent des tendances similaires. Dans le modèle à trois risques (Figure 5a), les écarts de taux d'inflation sont nettement plus faibles que les écarts de taux de rendement de la fin de 1992 à 1996 et se révèlent négatifs entre le milieu de 1993 et le milieu de 1995. Ils sont cependant très voisins des écarts de taux de rendement depuis 1996. Dans le modèle à quatre risques (Figure 5b), les écarts de taux d'inflation évoluent également de façon très parallèle aux écarts de taux de rendement. Depuis 1996 toutefois, les écarts de taux d'inflation sont plus élevés que les écarts de taux de rendement, tout en affichant une tendance similaire. Sur l'ensemble de la période 1985-1997, les écarts entre les taux d'inflation attendus se sont établis en moyenne à 0,98 % dans le modèle à trois risques et à 1,17 % dans le modèle à quatre risques. Ces chiffres sont très voisins de l'écart moyen entre les taux de rendement des obligations à cinq ans, qui est de 0,84 % pour la même

Figure 5a

Écart entre les rendements observés et entre les taux d'inflation attendus au Canada et aux États-Unis, obligations à cinq ans, modèle à trois risques

**Figure 5b**

Écart entre les rendements observés et entre les taux d'inflation attendus au Canada et aux États-Unis, obligations à cinq ans, modèle à quatre risques



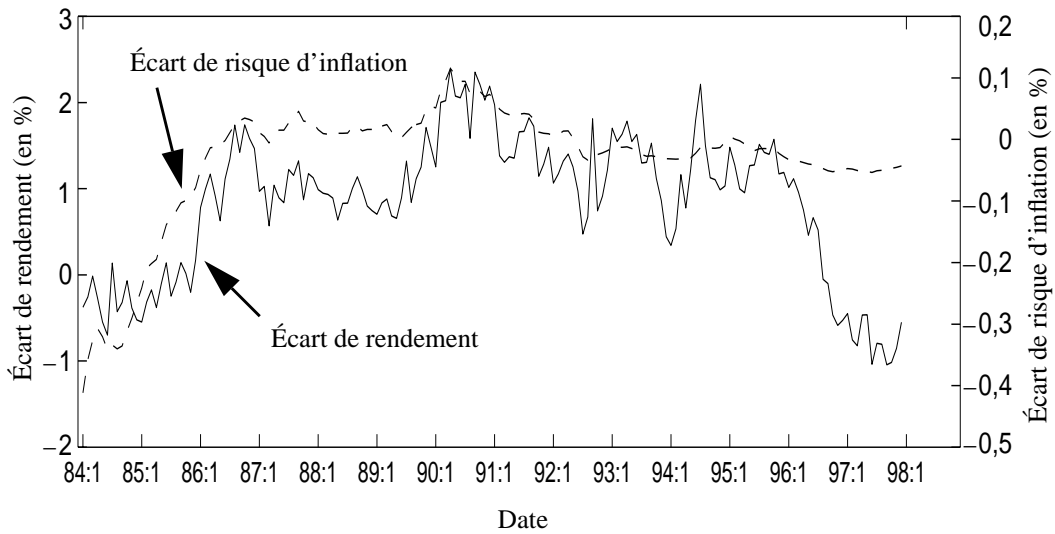
période. Dans l'ensemble, les estimations obtenues à l'aide du modèle à trois risques paraissent légèrement meilleures que celles tirées du modèle à quatre risques.

Les Figures 6a et 6b illustrent les écarts de taux de rendement et de risque d'inflation entre le Canada et les États-Unis, pour les obligations à cinq ans, selon les modèles à trois risques et à quatre risques respectivement. Signalons que les écarts de taux de rendement sont mesurés par l'échelle de gauche et les écarts de risque d'inflation entre les deux pays par l'échelle de droite. Dans le modèle à trois risques, les écarts de risque d'inflation affichent un comportement très similaire à celui des écarts de rendement jusqu'au milieu de 1995, mais ils sont beaucoup plus faibles. Les écarts de risque d'inflation sont négatifs avant 1986 et après le début de 1992. Les écarts de rendement sont également négatifs avant 1986 et le redeviennent après le milieu de 1996. Après la fin de 1995, les écarts de risque sont stables à un peu moins de 0 %, mais les écarts de rendement continuent de diminuer. Dans le modèle à quatre risques, les écarts de risque d'inflation suivent de très près les écarts de rendement durant toute la période d'estimation; la similitude entre les deux écarts est particulièrement frappante après le milieu de 1996. Les écarts de risque d'inflation deviennent négatifs au début de 1996, et les écarts de rendement font de même peu après. Nous constatons donc que les écarts de risque d'inflation suivent de plus près les écarts de taux de rendement dans le modèle à quatre risques que dans le modèle à trois risques, ce qui cadre avec la conclusion selon laquelle les risques d'inflation obtenus à partir du modèle à quatre risques décrivent mieux l'évolution observée de l'inflation au Canada.

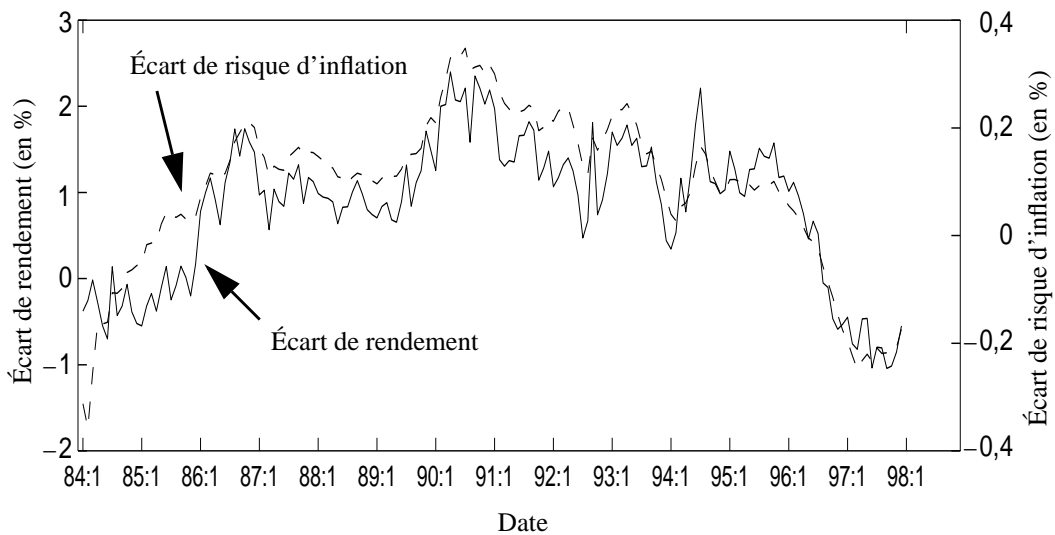
Selon les résultats obtenus, les écarts de rendement présentaient généralement le même signe durant les années 1980 que les écarts entre les taux d'inflation attendus, les risques d'inflation et les taux d'inflation observés. Pendant les années 1990 par contre, bien que l'inflation ait été inférieure au Canada à partir de 1992, les écarts de taux de rendement ne sont devenus négatifs qu'après le milieu de 1996. Ainsi que le montre le Tableau 2, l'écart entre les taux d'augmentation de l'IPC est de -1,01 % de 1991 à 1997. Cela donne à penser que les écarts entre taux de rendement varient en sens inverse des écarts entre taux d'inflation observés, mais dans le même sens que les écarts entre taux d'inflation attendus et entre risques d'inflation. Ainsi, une inflation moindre n'est pas forcément synonyme de risque d'inflation moindre. D'après le modèle à quatre risques illustré à la Figure 5b, les taux d'inflation attendus et les risques d'inflation ont généralement été plus élevés au Canada qu'aux États-Unis durant les années 1990. Les taux d'inflation attendus ne sont plus faibles au Canada que depuis le milieu de 1997, et les risques d'inflation que depuis le milieu de

Figure 6a

Écart entre les rendements observés et entre les risques d'inflation au Canada et aux États-Unis, obligations à cinq ans, modèle à trois risques

**Figure 6b**

Écart entre les rendements observés et entre les risques d'inflation au Canada et aux États-Unis, obligations à cinq ans, modèle à quatre risques



1996. Les rendements sont donc restés plus élevés au Canada pendant la majeure partie de la décennie 1990 et ne sont devenus inférieurs à ceux observés aux États-Unis qu'après le milieu de 1996.

3.5 La sous-période allant de février 1991 à décembre 1997

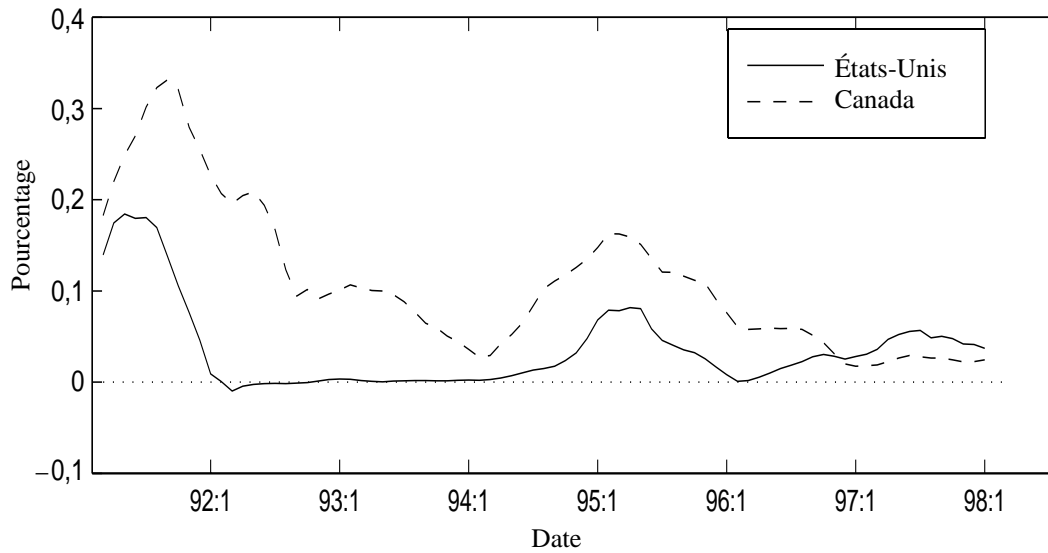
Comme il est possible que l'annonce des cibles de réduction de l'inflation en février 1991 au Canada corresponde à un changement de régime de politique monétaire, nous avons voulu voir si cela modifiait notre analyse de l'ensemble de la période d'estimation; nous allons donc nous concentrer dans les paragraphes qui suivent sur la sous-période allant de février 1991 à décembre 1997. On constate au Tableau 2 que les écarts de taux de rendement entre le Canada et les États-Unis ne diffèrent pas beaucoup dans ce sous-échantillon des résultats obtenus pour l'échantillon complet. Le taux d'inflation observé est toutefois nettement plus faible au Canada durant cette sous-période. Les valeurs estimées des paramètres sont similaires pour cette sous-période et pour la totalité de l'échantillon. La prime de risque d'inflation est plus faible dans le sous-échantillon pour le modèle à quatre risques, ce qui cadre avec l'adoption des cibles de réduction de l'inflation au Canada. Le modèle à trois risques donne toutefois des résultats contraires, la prime de risque d'inflation étant plus élevée au cours de la sous-période.

Les Figures 7 et 8 illustrent les résultats obtenus pour la sous-période allant de février 1991 à décembre 1997. Dans le modèle à trois risques représenté à la Figure 7a, les primes de risque d'inflation sont plus élevées au Canada jusqu'à la fin de 1996. Le niveau moyen des risques d'inflation pendant la période est de 4 points de base aux États-Unis et de 11 points de base au Canada, ce qui donne un écart de 7 points de base. À l'opposé, la prime de risque est en général plus faible au Canada depuis la fin de 1991 selon le modèle à quatre risques (Figure 7b). Les risques d'inflation sont en moyenne de 8 et de 7 points de base aux États-Unis et au Canada respectivement, pour un écart de 1 point de base seulement. Ce résultat est compatible avec ceux obtenus pour la totalité de l'échantillon, à savoir que les écarts de risque d'inflation sont très faibles.

La Figure 8a présente les taux d'inflation observé et attendu au Canada. Le taux d'inflation observé a été stable durant la période considérée et est resté à l'intérieur de la fourchette de 1 à 3 % visée par la Banque du Canada. L'évolution du taux d'inflation attendu selon les modèles à trois risques et à quatre risques reflète bien celle de l'inflation observée depuis 1993. La Figure 8b illustre les écarts entre les taux de rendement et entre les taux d'inflation attendus au Canada et aux États-Unis. Les écarts entre les taux d'inflation attendus sont négatifs avant le milieu de 1992 dans le modèle à trois risques, mais leur tendance est à la hausse. Dans le modèle à

Figure 7a

Primes de risque d'inflation de février 1991 à décembre 1997, modèle à trois risques

**Figure 7b**

Primes de risque d'inflation de février 1991 à décembre 1997, modèle à quatre risques

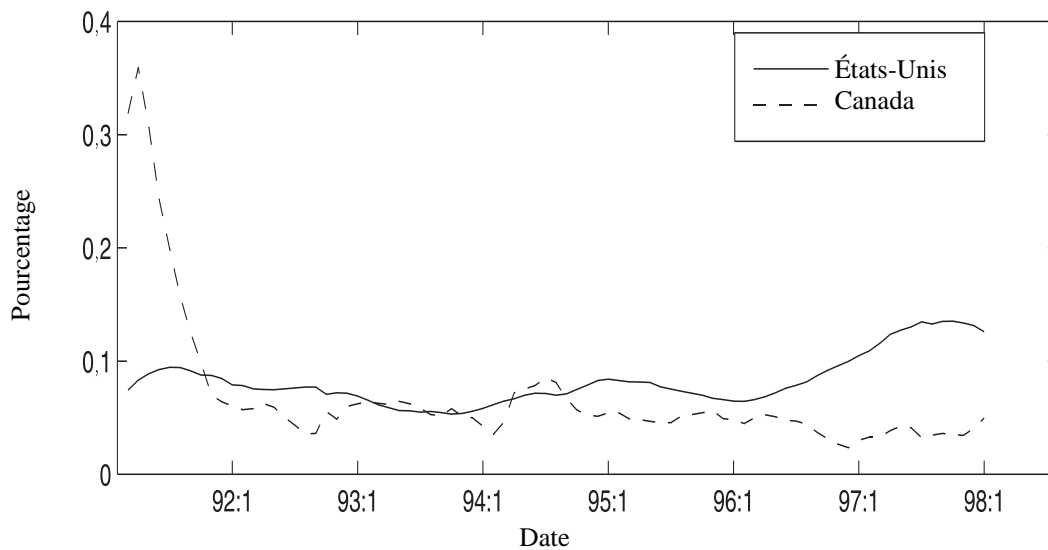


Figure 8a

Inflation attendue au Canada de février 1991 à décembre 1997, modèles à trois risques et à quatre risques

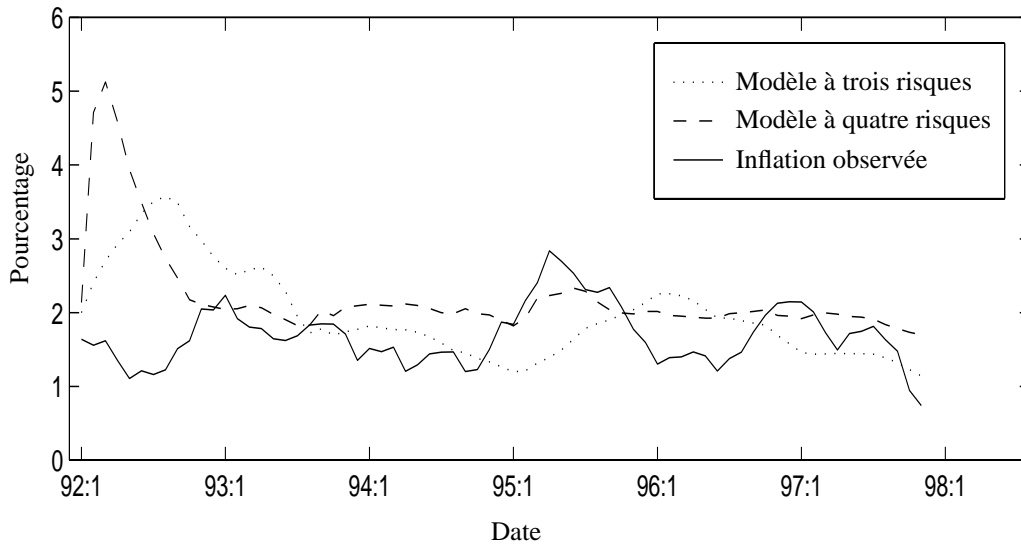
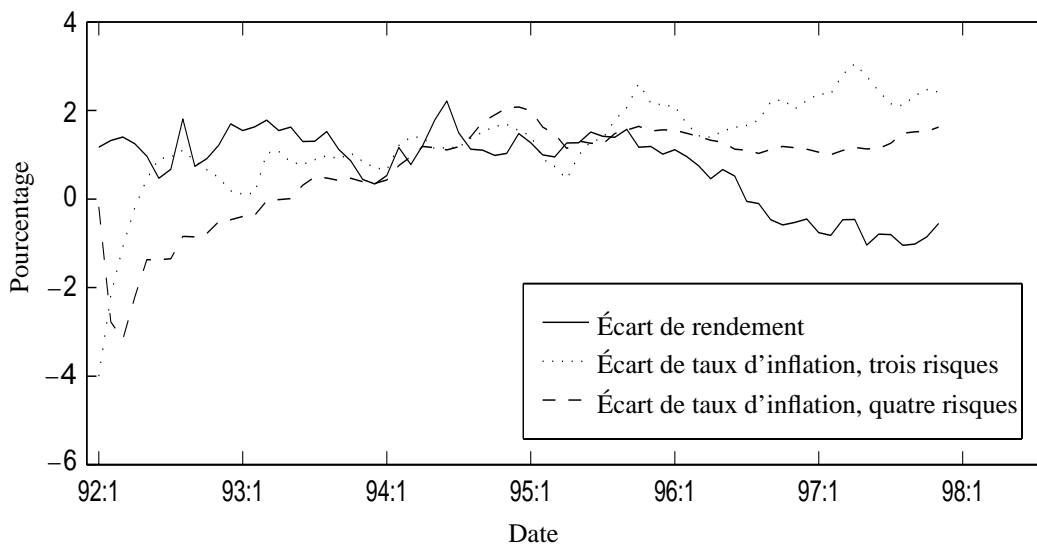


Figure 8b

Écarts entre les rendements observés et entre les taux d'inflation attendus au Canada et aux États-Unis, obligations à cinq ans, modèle à quatre risques



quatre risques, les écarts de taux d'inflation attendus sont négatifs avant le milieu de 1993 et s'orientent également à la hausse à partir du début de 1992. En revanche, les écarts de taux de rendement sont positifs jusqu'au milieu de 1996 et affichent une tendance à la baisse. Les résultats ne sont pas aussi bons qu'avec la totalité de l'échantillon, ce qui donne à penser que la sous-période est peut-être trop courte ou que le changement éventuel de régime en 1991 au Canada revêt peu d'importance pour notre analyse.

3.6 Les écarts entre les taux de rendement observés et implicites

Lorsqu'on utilise un modèle relatif à la structure des taux d'intérêt, il est d'usage de se demander si la courbe des rendements implicites tirée du modèle décrit assez bien la courbe des rendements moyens observés durant la période d'estimation. Dans un modèle à deux pays, il est peut-être plus indiqué de chercher à savoir dans quelle mesure les trois facteurs permettent de reproduire la forme de la courbe des écarts moyens de rendement parce que, si le modèle présente des erreurs de spécification, ces dernières auront à peu près le même effet sur les courbes de rendement implicites dans les deux pays. Les Figures 9a et 9b illustrent les écarts de taux de rendement observés et implicites entre le Canada et les États-Unis pour différentes échéances jusqu'à dix ans. La courbe effective des écarts de taux a une forme en U; cela signifie que les écarts sont plus élevés dans le cas des taux à court et à long terme et plus faibles dans celui des taux à moyen terme. C'est à cinq ans que l'écart est le plus faible. La courbe implicite des écarts de rendement présente elle aussi une forme en U, mais elle se situe au-dessous de la courbe effective des écarts à partir de l'échéance d'un an. Étant donné que nous excluons les rendements à court terme dans notre estimation, le modèle ne reflète pas la forme de la courbe observée à l'extrême gauche.

Conclusions

Nous avons élaboré dans cette étude un modèle affine de la structure par échéance des taux d'intérêt doté de deux pays et de deux facteurs, afin d'estimer les attentes d'inflation et les primes de risque d'inflation au Canada et aux États-Unis à l'aide du rendement des obligations à deux, cinq et dix ans. Il ressort des résultats que la courbe de rendement recèle beaucoup de renseignements utiles. Nous constatons également qu'il existe une relation étroite entre les écarts de taux d'inflation et les écarts de taux de rendement au Canada et aux États-Unis. Les résultats ne permettent pas d'établir avec certitude lequel des modèles à trois risques et à quatre risques

Figure 9a

Écart (moyens) de rendement observé et implicite entre le Canada et les États-Unis, modèle à trois risques

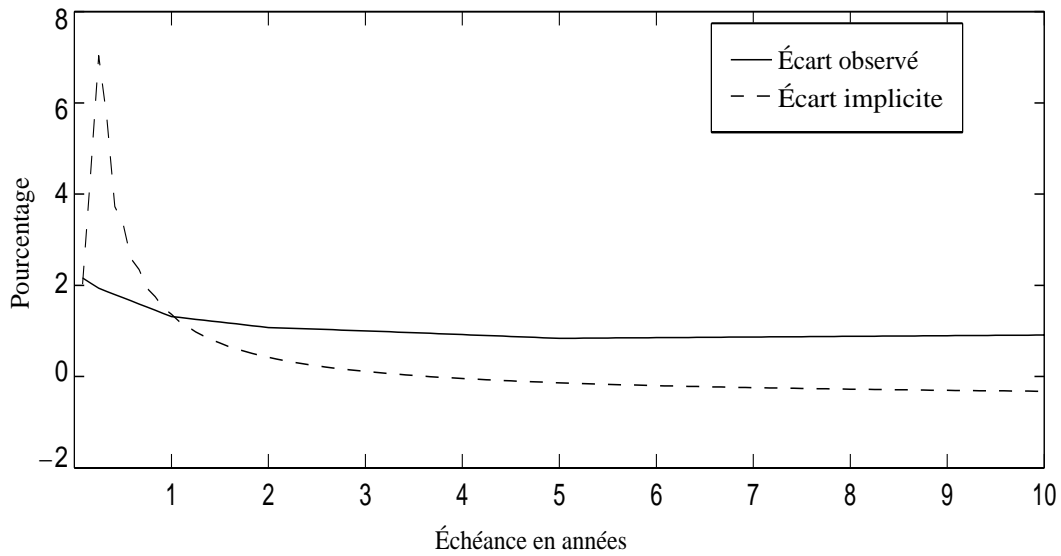
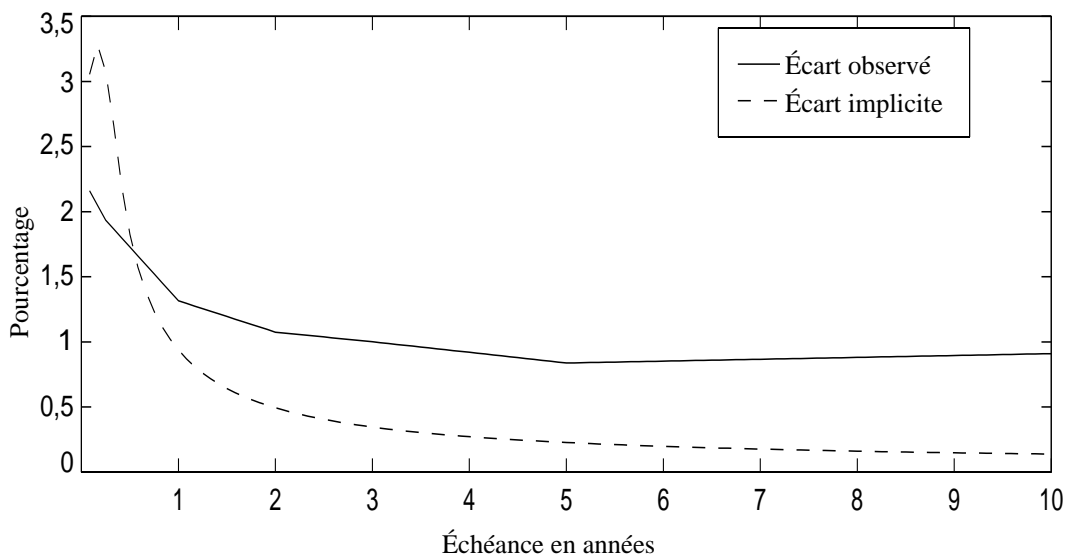


Figure 9b

Écart (moyens) de rendement observé et implicite entre le Canada et les États-Unis, modèle à quatre risques



est supérieur à l'autre¹². Le marché semble évaluer les risques réels à peu près au même prix dans les deux pays. Nous reviendrons sur cette question dans d'autres travaux en procédant à des tests plus contraignants.

Quelques questions méritent cependant un examen plus approfondi. Tout d'abord, les paramètres estimés dans l'étude indiquent un processus rapide de retour à la moyenne. Comme nous interprétons les facteurs comme étant l'inflation et le taux de rendement réel, le fait que l'inflation revienne aussi rapidement à la moyenne pourrait poser problème. Ensuite, dans le cadre de travaux ultérieurs, un facteur réel propre au Canada pourrait être inclus afin de permettre la simulation de chocs réels qui toucheraient exclusivement les taux de rendement canadiens. Enfin, bien que nous ne tenions pas compte de l'inflation observée dans notre procédure d'estimation, les attentes d'inflation et les primes de risque estimées à l'aide du modèle sont très raisonnables, sauf de 1985 à 1987. Nous aimerions voir, dans des recherches futures, si la prise en compte de l'inflation observée permet d'obtenir une meilleure adéquation du modèle au cours de la période en question. Nous souhaiterions également que le modèle retrace mieux l'inflation aux États-Unis.

Cette étude se veut la première étape d'un programme de recherche visant à examiner la relation entre la courbe de rendement et les données économiques fondamentales à la lumière des covariations des taux d'intérêt le long de la courbe de rendement et de leurs covariations entre pays.

12. L'application d'un test du rapport des vraisemblances (sous forme logarithmique) conduit au rejet du modèle à trois risques en faveur du modèle à quatre risques.

Annexe 1

Les restrictions récursives

Partons de l'équation générale de détermination des prix :

$$p_{nt} = E_t[m_{t+1} + p_{n-1, t+1}] + \frac{1}{2} \text{Var}_t[m_{t+1} + p_{n-1, t+1}].$$

Le taux court est obtenu en posant $p_{0, t} = 1$:

$$\begin{aligned} y_{1t} = -p_{1, t} &= -E_t(m_{t+1}) - \frac{1}{2} \text{Var}_t(m_{t+1}) \\ &= \left(1 - \frac{1}{2} \lambda_1^2 \sigma_1^2\right) x_{1t} + \left(1 - \frac{1}{2} \lambda_2^2 \sigma_2^2\right) x_{2t}, \end{aligned}$$

ce qui montre que le taux court est une fonction linéaire des facteurs.

Faisons maintenant l'hypothèse que le prix d'une obligation à n périodes est affine :

$$-p_{nt} = A_n + B_{1n} x_{1t} + B_{2n} x_{2t}.$$

Vérifions s'il existe des valeurs de A_n , B_{1n} et B_{2n} qui satisfont à l'équation générale de détermination des prix :

$$\begin{aligned} -p_{nt} &= -E_t[m_{t+1} + p_{n-1, t+1}] - \frac{1}{2} \text{Var}_t[m_{t+1} + p_{n-1, t+1}] \\ &= (A_{n-1} + (1 - \phi_1) \mu_1 B_{1, n-1} + (1 - \phi_2) \mu_2 B_{2, n-1}) \\ &\quad + \left(1 + \phi_1 B_{1, n-1} - \frac{1}{2} (\lambda_1 + B_{1, n-1})^2 \sigma_1^2\right) x_{1t} \\ &\quad + \left(1 + \phi_2 B_{2, n-1} - \frac{1}{2} (\lambda_2 + B_{2, n-1})^2 \sigma_2^2\right) x_{2t}. \end{aligned}$$

En appariant les coefficients, nous obtenons

$$A_n = A_{n-1} + (1 - \phi_1) \mu_1 B_{1, n-1} + (1 - \phi_2) \mu_2 B_{2, n-1}$$

$$B_{1n} = 1 + \phi_1 B_{1, n-1} - \frac{1}{2} (\lambda_1 + B_{1, n-1})^2 \sigma_1^2$$

$$B_{2n} = 1 + \phi_2 B_{2, n-1} - \frac{1}{2} (\lambda_2 + B_{2, n-1})^2 \sigma_2^2.$$

Annexe 2

Application du filtre de Kalman¹

Pour les modèles espace d'états mentionnés à la section 2, les équations de mesure et de transition peuvent s'exprimer sous la forme matricielle suivante.

Équation de mesure :

$$y_t = A + HX_t + v_t,$$

où $v_t \sim N(0, R)$.

Équation de transition :

$$X_{t+1} = C + FX_t + u_{t+1},$$

où $u_{t+1|t} \sim N(0, Q_t)$.

Le filtre de Kalman s'applique de la manière suivante à ce modèle espace d'états.

1. Initialisation

L'initialisation commence par un niveau hypothétique $S_{1|0}$, habituellement exprimé ainsi :

$$\hat{S}_{1|0} = E(S_1).$$

L'erreur quadratique moyenne correspondante est

$$P_{1|0} \equiv E[(S_1 - \hat{S}_{1|0})(S_1 - \hat{S}_{1|0})'] = \text{Var}(S_1).$$

L'état initial S_1 est censé être de la forme $N(\hat{S}_{1|0}, P_{1|0})$

2. Prédiction de y_t

Désignons par I_t l'ensemble d'informations à la période t . Nous avons alors

$$\hat{y}_{t|t-1} = A + HE[S_t | I_{t-1}] = A + H\hat{S}_{t|t-1}.$$

L'erreur quadratique moyenne de prédiction est

$$E[(y_t - \hat{y}_{t|t-1})(y_t - \hat{y}_{t|t-1})'] = HP_{t|t-1}H' + R.$$

1. Hamilton (1994) fournit une description plus complète de la méthode.

3. Mise à jour de l'inférence concernant S_t , étant donné I_t

Le fait de connaître y_t aide à actualiser $S_{t|t-1}$ de la manière suivante :

$$S_t = \hat{S}_{t|t-1} + (S_t - \hat{S}_{t|t-1})$$

$$y_t = A + H\hat{S}_{t|t-1} + H(S_t - \hat{S}_{t|t-1}) + v_t.$$

Nous avons la distribution conjointe suivante :

$$\begin{bmatrix} S_t | I_{t-1} \\ y_t | I_{t-1} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} \hat{S}_{t|t-1} \\ A + H\hat{S}_{t|t-1} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} P_{t|t-1} & P_{t|t-1}H' \\ HP_{t|t-1} & HP_{t|t-1}H' + R \end{bmatrix} \right).$$

Par conséquent,

$$\begin{aligned} \hat{S}_{t|t} &\equiv E[S_t | y_t, I_{t-1}] = \hat{S}_{t|t-1} \\ &\quad + P_{t|t-1}H'(HP_{t|t-1}H' + R)^{-1} \\ &\quad (y_t - HS_{t|t-1} - A) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P_{t|t} &\equiv E[(S_t - \hat{S}_{t|t})(S_t - \hat{S}_{t|t})'] \\ &\equiv P_{t|t-1} - P_{t|t-1}H'(HP_{t|t-1}H' + R)^{-1}HP_{t|t-1}. \end{aligned}$$

4. Prévision de S_{t+1} étant donné I_t

$$\hat{S}_{t+1|t} = E[S_{t+1} | I_t] = F\hat{S}_{t|t}$$

$$\begin{aligned} P_{t+1|t} &= E[(S_{t+1} - \hat{S}_{t+1|t})(S_{t+1} - \hat{S}_{t+1|t})'] \\ &= FP_{t|t}F' + Q. \end{aligned}$$

5. Estimation des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance

La fonction de vraisemblance peut être exprimée de manière récursive :

$$\log L(Y_T) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | I_{t-1})$$

$$\text{où } f(y_t | I_{t-1}) = (2\pi)^{-0.5} |H'P_{t|t-1}H + R|^{-0.5} \times$$

$$\exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - A - H\hat{S}_{t|t-1})' (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} (y_t - A - H\hat{S}_{t|t-1}) \right\}$$

pour $t = 1, 2, \dots, T$.

On peut ensuite estimer les paramètres en maximisant la fonction de vraisemblance.

Bibliographie

- Aït-Sahalia, Y. (1996). « Testing Continuous Time Models of the Spot Interest Rate », *Review of Financial Studies*, vol. 9, n° 2, p. 385-426.
- Backus, D. et S. Zin (1994). « Reverse Engineering the Yield Curve », document de travail n° 5-94-5, Salomon Brothers.
- Banque du Canada (1991). « Cibles de réduction de l'inflation : Communiqué et documentation à l'appui », *Revue de la Banque du Canada*, mars, p. 3-21.
- Boothe, P. (1991). « Interest Parity, Cointegration, and the Term Structure in Canada and the United States », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 24, août, p. 595-603.
- Brown, S. et P. H. Dybvig (1986). « The Empirical Implications of the Cox, Ingersoll, Ross Theory of the Term Structure of Interest Rates », *The Journal of Finance*, vol. 41, n° 3, p. 617-630.
- Campbell, J. et R. Shiller (1996). « A Scorecard for Indexed Government Debt », document de travail n° 5587, National Bureau of Economic Research.
- Campbell, J., A. Lo et C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Cox, J., J. Ingersoll et S. Ross (1985). « A Theory of the Term Structure of Interest Rates », *Econometrica*, vol. 53, n° 2, p. 385-407.
- Cozier, B. et G. Tkacz (1994). « The Term Structure and Real Activity in Canada », document de travail n° 94-3, Banque du Canada.
- Day, J. et R. Lange (1997). « The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium-term Inflation », document de travail n° 97-10, Banque du Canada.
- de Jong, F. (1997). « Time-series and Cross-section Information in Affine Term Structure Models », Discussion Paper n° 9786, Tilburg University Centre for Economic Research.
- Duffie, D. et R. Kan (1996). « A Yield-Factor Model of Interest Rates », *Mathematical Finance*, vol. 6, n° 4, p. 379-406.
- Duffie, D. et K. Singleton (1997). « An Econometric Model of the Term Structure of Interest-Rate Swap Yields », *Journal of Finance*, vol. 52, septembre, p. 1287-1321.
- Engsted, T. (1995). « Does the Long-term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-country Analysis », *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n° 1, p. 42-54.
- Estrella, A. et G. Hardouvelis (1991). « The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity », *Journal of Finance*, vol. 46, n° 2, p. 555-576.
- Evans, M. et P. Wachtel (1993). « Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 25, n° 3, partie 2, p. 475-511.
- Fama, E. et M. Gibbons (1992). « Inflation, Real Returns and Capital Investment », *Journal of Monetary Economics*, vol. 9, n° 3, p. 297-323.
- Fung, B. et G. Tkacz (1997). « A One-Factor General Equilibrium Model of the Canadian Term Structure », inédit, Banque du Canada.
- Gong, F. et E. Remolona (1997a). « Two Factors along the Yield Curve », *The Manchester School Supplement*, p. 1-31.
- (1997b). « Inflation Risk in the United States Yield Curve: The Usefulness of Indexed Bonds », document de travail n° 9637, Federal Reserve Bank of New York.

- Gong, F. et E. Remolona (1997c). « A Three-Factor Econometric Model of the United States Term Structure », Staff Report n° 19, Federal Reserve Bank of New York.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Jeffrey, A. (1997). « An Empirical Examination of the Path-Dependent Term Structure Model », polycopie, Yale School of Business.
- Jegadeesh, N. et G. Pennacchi (1996). « The Behavior of Interest Rates Implied by the Term Structure of Eurodollar Futures », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 28, n° 3, p. 426-446.
- Longstaff, F. et E. Schwartz (1992). « Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-factor General Equilibrium Model », *The Journal of Finance*, vol. 47, septembre, p. 1259-1282.
- Lund, J. et T. Anderson (1997). « Estimating Continuous Time Stochastic Volatility Models of the Short-Term Interest Rate », *Journal of Econometrics*, vol. 77, p. 343-377.
- Macklem, T. (1995). « The Yield Spread, the Transmission Mechanism and Monetary Stance », polycopie, Banque du Canada.
- McCulloch, J. et H. Kwon (1993). « U.S. Term Structure Data, 1947–1991 », document de travail n° 93-6, Université de l'État de l'Ohio.
- Mishkin, F. (1990). « What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, janvier, p. 77-95.
- Obstfeld, M. (1995). « International Capital Mobility in the 1990s ». In : *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, publié sous la direction de P. Kenen, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Rudebusch, G. (1995). « Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, avril, p. 245-274.
- Vasicek, O. (1977). « An Equilibrium Characterization of the Term Structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 5, n° 2, p. 177-188.