

Les sources de la persistance de l'inflation

*Sharon Kozicki et Peter A. Tinsley**

Introduction

Les nouvelles courbes de Phillips keynésiennes servent abondamment dans les modèles de politique macroéconomique à simuler les effets de différentes politiques monétaires sur l'inflation. La modélisation purement prospective de l'inflation est séduisante du fait qu'elle se fonde sur un schéma de détermination optimale des prix. Toutefois, la plupart des études empiriques révèlent une persistance élevée de l'inflation. Par conséquent, les modélisations de ce type sont controversées parce qu'elles n'incluent aucune valeur passée de l'inflation et que, contrairement à ce qu'indiquent les résultats empiriques, elles impliquent que l'inflation n'est pas persistante. Auparavant, les courbes de Phillips utilisées dans les modèles de politique macroéconomique reposaient sur des anticipations purement adaptatives. Les spécifications de ce genre n'étaient pas basées sur l'hypothèse d'anticipations rationnelles, qui est préférable dans les analyses comparatives de politiques, mais elles prenaient en compte la forte autocorrélation du taux d'inflation.

* Nos conversations avec Mark Gertler, Jon Willis et Pu Shen nous ont été très utiles dans la préparation de notre étude. Nous tenons également à remercier Michael Woodford, Bennett McCallum, Michael Dotsey, Hashmat Khan et Todd Clark pour leurs remarques, Christian Upper pour nous avoir transmis sous forme électronique les données de Consensus Forecasts, et Bob Arnold pour nous avoir fourni les estimations trimestrielles du Congressional Budget Office sur la production potentielle des États-Unis. Nous remercions aussi Matthew Cardillo pour son aide précieuse sur le plan de la recherche.

La présente étude traite de quatre sources possibles de persistance de l'inflation : comportements non rationnels, contrats échelonnés, frictions dans l'ajustement des prix et déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme (la cible d'inflation perçue). De nombreux auteurs faisant appel à des modèles hybrides, c'est-à-dire des modèles qui comportent à la fois des anticipations prospectives et des anticipations adaptatives, postulent des comportements non rationnels sous une forme ou une autre. Par exemple, Roberts (1997 et 2001) et Ball (2000) font l'hypothèse qu'une partie des agents ont des anticipations adaptatives, Galí et Gertler (1999) supposent que certaines entreprises fixent leurs prix à l'aide de règles simples, tandis que Fuhrer et Moore (1995) ont recours à une modélisation où le niveau des prix servant de référence pour la comparaison des salaires réels n'est pas le niveau moyen des prix attendu pendant la durée du contrat. Enfin, même si l'on ne lève pas l'hypothèse d'anticipations rationnelles, des frictions dans l'ajustement des prix peuvent justifier une formulation hybride (Kozicki et Tinsley, 2002).

La dynamique de l'inflation peut aussi être influencée par les déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme. La plupart des modèles de politique macroéconomique partent du principe que la cible d'inflation est connue de tous les agents et est invariable. Mais si la cible n'est pas fixe, le temps nécessaire pour que les agents s'aperçoivent qu'elle a changé peut constituer une autre source de persistance. Le délai d'apprentissage peut ralentir considérablement le processus d'ajustement global de l'inflation, en particulier après des modifications majeures de la politique monétaire, comme l'ont montré Kozicki et Tinsley (2001a).

La première section passe en revue plusieurs modèles de la dynamique de l'inflation, dont des spécifications purement prospectives et d'autres faisant intervenir également des valeurs passées ou futures additionnelles de l'inflation. Pour enrichir la dynamique représentée, on peut introduire des comportements non rationnels, des contrats échelonnés ou des frictions dans l'ajustement des prix. La deuxième section examine la cohérence sur le plan empirique entre, d'une part, les processus d'inflation canadien et américain et, d'autre part, les diverses sources possibles de persistance de l'inflation. La troisième section analyse les implications des résultats empiriques pour la conduite de la politique monétaire. L'étude se termine par l'exposé de nos conclusions.

1 Les sources de la persistance de l'inflation dans les modèles structurels

Le schéma de base pour l'analyse de la persistance de l'inflation est la formulation linéaire, minimaliste et purement prospective suivante :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t + u_t, \quad (1)$$

que l'on rencontre dans les modèles d'économie fermée de Yun (1996), de Woodford (1996) ou de King et Wolman (1999)¹. La variable π_t désigne l'inflation, y_t l'écart de production, u_t un choc et $E_t \pi_{t+1}$ la valeur attendue de π_{t+1} compte tenu de l'information disponible au temps t . McCallum et Nelson (1999 et 2000) montrent que cette spécification peut aussi convenir aux modèles d'économie ouverte si les importations sont traitées comme des intrants dans le processus de production de l'économie nationale. D'ailleurs, McCallum et Nelson (2000) ainsi que Kara et Nelson (2002) soutiennent que ces modèles d'économie ouverte engendrent une dynamique de l'inflation plus réaliste que les autres modèles couramment utilisés.

Même si cette modélisation prospective est à la base de nombreuses études empiriques, elle représente une linéarisation autour d'un taux d'inflation anticipé constant et supposé égal à zéro en longue période, c'est-à-dire autour d'un taux d'inflation nul en régime permanent (*steady state*). Or, cette hypothèse, qui est adoptée dans la plupart des modèles structurels de politique macroéconomique, n'est pas raisonnable sur le plan empirique. Les anticipations d'inflation à long terme devraient tendre vers la cible d'inflation perçue de la politique monétaire, ou vers le taux visé officiellement si la cible est connue et crédible, lesquelles cibles consistent généralement en des taux d'inflation légèrement positifs. À la sous-section 1.1, le modèle relatif à l'inflation ressemble à l'équation (1) à cette différence que le taux d'augmentation des prix peut différer de zéro en régime permanent.

La principale critique exprimée à l'égard des équations purement prospectives telles que l'équation (1) est qu'elles ne sont pas conformes aux observations empiriques, qui montrent une forte persistance de l'inflation (Fuhrer, 1997; Galí et Gertler, 1999; Roberts, 1998). La sous-section 1.2 s'inspire des études qui postulent une certaine forme de non-rationalité des comportements pour proposer des explications plus générales de l'inflation englobant d'autres sources de persistance. La sous-section 1.3 examine certains schémas où la persistance de l'inflation est due à l'échelonnement

1. Erceg, Henderson et Levin (2000) font appel à un modèle analogue pour décrire l'évolution des salaires.

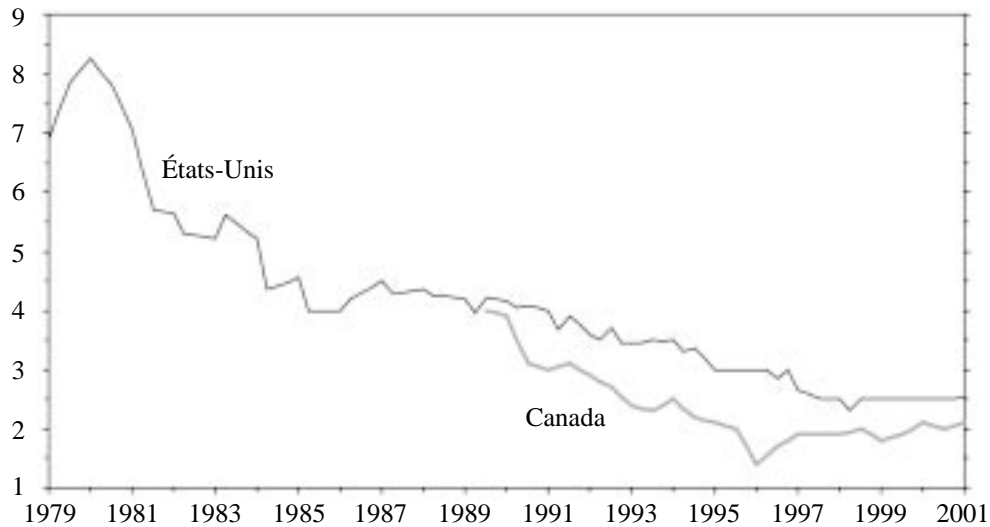
des contrats. À la sous-section 1.4, une autre source de persistance est envisagée, à savoir un comportement rationnel des agents en présence de frictions dans l'ajustement des prix².

1.1 Point d'ancrage non nul des anticipations d'inflation

Le modèle de l'inflation examiné dans la présente sous-section permet au point d'ancrage des anticipations d'inflation d'être différent de zéro, ce qui semble plus réaliste sur le plan empirique. Depuis la fin de 1995, le point médian de la fourchette de maîtrise de l'inflation visé par les autorités monétaires canadiennes est de 2 %. Aux États-Unis, dans des déclarations voulant que l'objectif de stabilité des prix ait été atteint même si le taux d'augmentation des indices de prix à la consommation (tout comme celui des indices de prix du PIB) restait supérieur à zéro, au moins quelques membres du Comité de l'open market de la Réserve fédérale ont laissé entendre qu'à leur avis, la politique monétaire visait un taux d'inflation mesuré légèrement positif. Par exemple, dans un discours prononcé en juin 2002, le président de la Banque fédérale de réserve de Richmond, J. Alfred Broaddus, a formulé le commentaire suivant : « [...] j'estime qu'une hausse annuelle de 0,5 à 1,5 % de l'indice des prix des principaux articles de consommation en longue période constitue une bonne définition pratique de la stabilité des prix ». Le 10 juin 2002, le bulletin *The Inner City Reporter's Federal Reserve Beat* citait les propos suivants du gouverneur Donald Kohn : « Je pense qu'il est très clair que le taux d'inflation est actuellement très bas et que nous sommes très près d'avoir la stabilité des prix, si nous ne l'avons pas déjà. » Le 20 mai 2002, Robert Bartley écrivait dans l'*Opinion Journal* : « Les dirigeants de la Réserve fédérale font état d'une augmentation des prix à la consommation de seulement 1,4 % l'an dernier et de hausses tout aussi faibles des indices plus complexes. Le président de la Banque fédérale de réserve de New York,

2. La persistance de l'inflation peut aussi être prise en compte autrement. Citons par exemple le modèle d'ajustement des prix à rigidité informationnelle de Mankiw et Reis (2001), dont la validité empirique a été étudiée par Khan et Zhu (2002) dans le cas des États-Unis, du Canada et du Royaume-Uni. Le modèle que Carroll (2001) propose pour représenter les anticipations d'inflation est identique à celui de Mankiw et Reis, mais le processus de diffusion de l'information sur lequel il est fondé sur le plan microéconomique s'inspire du mode de propagation de la maladie postulé dans les modèles théoriques utilisés en épidémiologie. Une autre approche, avancée par Calvo, Celasun et Kumhof (2000), s'applique à une économie où le taux d'inflation est supérieur à zéro en régime permanent et où les entreprises qui peuvent réoptimiser leur prix au cours d'une période donnée choisissent à la fois un nouveau prix et la règle d'indexation qu'elles suivront jusqu'à ce qu'elles puissent à nouveau optimiser leur prix. Leur approche engendre une certaine inertie dans le processus d'inflation.

Figure 1
Taux d'inflation anticipé à long terme



Sources : Survey of Professional Forecasters, Banque fédérale de réserve de Philadelphie (États-Unis); Consensus Forecasts (Canada).

William McDonough, a récemment posé la question en ces termes : “ Si ce que l’on observe aujourd’hui n’est pas la stabilité des prix, j’aimerais bien savoir à quoi elle correspond. ”. »

En outre, les sondages portant sur un horizon éloigné montrent que le point d’ancrage des anticipations d’inflation n’a pas été constant au cours des périodes les plus souvent examinées dans les travaux empiriques (Figure 1). L’hypothèse d’un point d’ancrage des anticipations toujours égal à zéro conduit vraisemblablement à des résultats empiriques incorrects si le taux d’inflation en régime permanent a changé durant la période d’estimation. Dans ce qui suit, les termes « taux d’inflation d’équilibre », « taux d’inflation en régime permanent », « point d’ancrage des anticipations d’inflation (à long terme) », « point d’ancrage nominal » et « cible d’inflation perçue » seront employés de façon interchangeable pour désigner le taux d’inflation attendu en l’absence de chocs. Comme les prévisions reposent sur l’hypothèse que tous les chocs futurs seront nuls, ce taux d’inflation sera celui vers lequel les prévisions de l’inflation à long terme tendront. Dans un système stable, ce taux d’inflation correspond à celui que le marché perçoit comme la cible poursuivie par les autorités monétaires. En utilisant la cible d’inflation perçue par le marché, on peut appliquer le même modèle à tous les pays qui cherchent à stabiliser l’inflation, que leur banque centrale ait annoncé ou non une cible d’inflation. De plus, les modèles

fondés sur la cible d'inflation perçue par le marché impliquent que les anticipations sont arrimées à ce que le marché estime être la cible d'inflation. Kozicki et Tinsley (2001b) signalent que, lorsque l'information est imparfaite, la cible d'inflation perçue peut différer de la véritable cible, ce qui dénote une crédibilité imparfaite de la politique monétaire.

On trouvera en annexe une expression mathématique de l'inflation où le point d'ancrage des anticipations peut être non nul. Nous utiliserons ici, comme point de départ, une variante très proche de cette expression, qui ressemble beaucoup au modèle de base défini en (1) :

$$\hat{\pi}_t = bE_t\hat{\pi}_{t+1} + gy_t + \varepsilon_t. \quad (2)$$

La variable $\hat{\pi}_t$ désigne ici l'écart en pourcentage de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal. La prise en compte de comportements non rationnels entraînera des modifications de l'équation (2) — tout comme elle le ferait dans le cas de l'équation (1) —, ainsi que nous le verrons à la sous-section 1.2. Les modèles intégrant des contrats échelonnés et des frictions impliquent des anticipations d'inflation qui sont des généralisations des équations (1) et (2). Ces modèles sont décrits aux sous-sections 1.3 et 1.4.

L'équation (2) présente trois différences par rapport au modèle de base. D'abord, l'inflation y est représentée sous la forme d'un écart par rapport au point d'ancrage nominal. Ensuite, la relation fonctionnelle entre, d'une part, les coefficients de l'inflation anticipée et de l'écart de production et, d'autre part, les paramètres structurels du modèle est différente. Enfin, le choc inclut la somme actualisée des écarts de l'inflation anticipée, qui est corrélée avec d'autres variables explicatives. À mesure que le point d'ancrage nominal s'approche de zéro, ces trois différences diminuent et l'équation (2) se rapproche du modèle de base formulé en (1).

Le recours aux écarts de l'inflation peut modifier considérablement les résultats empiriques sur la dynamique de l'inflation, notamment en ce qui concerne le degré de persistance. Si le point d'ancrage nominal a été constant pendant toute la période d'estimation, alors, toutes choses égales par ailleurs, les estimations de la persistance de l'inflation et les propriétés dynamiques de l'inflation ne devraient pas être très différentes à condition que les équations contiennent une constante. Toutefois, si le point d'ancrage nominal a changé, les résultats empiriques peuvent être passablement différents. Les séries stationnaires qui comportent des sauts sont souvent prises à tort pour des processus $I(1)$, ce qui a pour effet d'exagérer le degré de persistance de l'inflation (Hendry et Neale, 1991). La pertinence de la prise en compte des changements du taux d'inflation d'équilibre dans l'analyse de la persistance de l'inflation fait l'objet d'un examen empirique à la section 2.

Le fait que la relation entre les coefficients et les paramètres structurels diffère vraisemblablement moins d'importance dans le cas des questions empiriques abordées dans la présente étude, laquelle s'intéresse davantage aux valeurs estimées des coefficients comme b et g qu'à celles des paramètres structurels sous-jacents. Bien que, pour des valeurs estimées données des coefficients, le fait de postuler à tort un point d'ancrage des anticipations d'inflation nul puisse influencer sur les valeurs estimées des paramètres structurels, cet effet est sans doute négligeable si le point d'ancrage est voisin de zéro. Pour le Canada et les États-Unis, l'hypothèse d'un point d'ancrage nominal positif mais voisin de zéro est raisonnable — surtout dans le cas de la période correspondant au régime de cibles d'inflation au Canada et de l'ère Greenspan aux États-Unis. De même, pour un point d'ancrage nominal proche de zéro et des valeurs plausibles des paramètres structurels, la différence entre les coefficients du modèle de base et ceux des formulations plus générales devrait être faible.

Si l'on compare l'équation (2) à l'expression mathématique exposée dans l'Annexe, on constate que le terme renfermant les écarts de l'inflation anticipée est ici englobé dans ε_t . Outre qu'elle entraîne l'exclusion d'une variable explicative potentiellement importante, l'inclusion de ce terme dans ε_t introduit une corrélation entre ε_t et les variables explicatives. Toutefois, comme nous le démontrons dans l'Annexe, pour des valeurs réalistes des paramètres, la contribution de ce terme aux variations de $\hat{\pi}_t$ est probablement négligeable et le biais vraisemblablement très faible. C'est pourquoi nous avons choisi comme point de départ de notre analyse l'approximation plus simple, qui est plus proche du modèle de base. L'Annexe donne plus de détails sur la taille du terme manquant, la relation entre b et β et la relation entre g et γ .

1.2 Modèles hybrides résultant de comportements non rationnels

Une critique couramment adressée aux modèles purement prospectifs de l'inflation tels que celui décrit en (1) est que, comme l'inflation ne dépend pas de ses valeurs passées, elle ne présente aucune inertie (Chadha, Masson et Meredith, 1992; Fuhrer et Moore, 1992; Fuhrer, 1997). Cette conclusion semble contredite par les résultats des études empiriques portant sur le Canada et les États-Unis, qui indiquent une forte persistance de l'inflation.

Une façon d'introduire des rigidités dans l'ajustement de l'inflation est de postuler qu'une partie des agents économiques ont des anticipations adaptatives et utilisent une structure autorégressive simple pour prévoir l'inflation (Roberts, 1997 et 2001). Nous faisons l'hypothèse qu'une

proportion ω des agents forment leurs anticipations à partir d'un modèle adaptatif et que l'inflation évolue comme suit :

$$\hat{\pi}_t = b \sum_{i=1}^p A_i \hat{\pi}_{t-i} + g y_t + g \sum_{i=1}^p C_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

tandis que le reste des agents, $1 - \omega$, ont des anticipations purement prospectives, comme dans l'équation (2). L'agrégation de tous les agents donne un modèle hybride de l'inflation comportant à la fois des anticipations prospectives et des anticipations adaptatives :

$$\hat{\pi}_t = b(1 - \omega)E_t \hat{\pi}_{t+1} + b\omega \sum_{i=1}^p A_i \hat{\pi}_{t-i} + g y_t + g\omega \sum_{i=1}^p C_i y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Cette équation ressemble au modèle hybride habituel, à la différence que nous avons substitué à l'inflation ses écarts par rapport au point d'ancrage nominal. Par exemple, si $A_i = 0$ pour $i \neq 1$, que $0 < A_1 \leq 1$ et que $C_i = 0$, nous obtenons une formulation semblable à l'équation (3) de Roberts (2001) et à celles estimées par Fuhrer (1997). Si $\omega = 1$, le résultat s'apparente à une courbe de Phillips traditionnelle (avec anticipations adaptatives), comme celle utilisée par Beaudry et Doyle (2001) ainsi que Fuhrer (2001), dans le cas du Canada, et par Rudebusch et Svensson (1999), dans le cas des États-Unis. Pour estimer empiriquement la courbe de Phillips traditionnelle, on pose généralement que $b \sum_{i=1}^p A_i = 1$, afin d'éliminer tout arbitrage permanent entre l'inflation et le chômage³.

1.3 Modèles à contrats échelonnés

La persistance de l'inflation peut aussi être introduite à l'aide de variantes du cadre de Taylor (1980) intégrant des contrats échelonnés. Le modèle d'inflation généralement obtenu à partir de ce cadre n'oblige pas à supposer un taux d'inflation nul en régime permanent. Cependant, des contraintes sur la structure du modèle impliquent que la modélisation de la dynamique de l'inflation peut aussi s'appliquer aux écarts de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal.

Suivant Fuhrer et Moore (1995), le logarithme du niveau général des prix, p_t , est une moyenne pondérée des logarithmes des prix prévus aux contrats toujours en vigueur, x_t , négociés au présent trimestre et aux trimestres

3. Dans la plupart des travaux empiriques consacrés aux courbes de Phillips traditionnelles, l'écart du taux de chômage par rapport au taux de chômage non inflationniste est utilisé au lieu de l'écart de production. Pour une analyse plus approfondie des courbes de Phillips traditionnelles, voir Kozicki (2001) et les études qui y sont citées.

antérieurs. Si h_i est la proportion des contrats non échus signés à la période $t - i$ et que L est un opérateur de retard tel que $L^i x_t \equiv x_{t-i}$, il s'ensuit que

$$\begin{aligned} p_t &= \sum_{i=0}^{m-1} h_i x_{t-i} \\ &= h(L)x_t, \end{aligned} \quad (5)$$

en supposant qu'aucun contrat négocié avant $t - m + 1$ n'est encore en vigueur, c'est-à-dire que les contrats durent au maximum m périodes. La distribution des contrats non échus est telle que $h(1) = 1$. Dans le modèle type à contrats échelonnés, les salaires nominaux stipulés aux contrats négociés au présent trimestre, x_t , dépendent des niveaux des prix attendus d'ici la fin du contrat, corrigés en fonction de la demande excédentaire,

$$\begin{aligned} x_t &= \sum_{i=0}^{m-1} h_i E_t(p_{t+i} + \gamma y_{t+i}) \\ &= E_t h(L^{-1})(p_t + \gamma y_t). \end{aligned} \quad (6)$$

En combinant les équations (5) et (6) et en posant $h(1) = 1$, nous obtenons l'expression suivante pour le niveau des prix :

$$p_t = h(L)E_t h(L^{-1})(p_t + \gamma y_t). \quad (7)$$

Si les contrats sont échelonnés sur deux périodes et que la moitié sont négociés chaque période, Fuhrer et Moore (1995) montrent que l'équation (7) se réduit à une formulation purement prospective semblable à l'équation (1), avec $\beta = 1$. En d'autres termes, si $m = 2$, l'inflation n'est pas persistante bien que les salaires et les prix soient rigides. Si $m > 2$, la présence de contrats échelonnés à la Taylor signifie que l'inflation dépend de valeurs passées et futures additionnelles de l'inflation :

$$\begin{aligned} \pi_t &= E_t \pi_{t+1} + \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) (E_t \pi_{t+i} - \pi_{t-i+1}) \\ &\quad + \gamma \sum_{i=1}^{m-1} G_i (E_t y_{t+i} + y_{t-i}) + \gamma G_0 y_t + \text{résidu}_{T,t}, \end{aligned} \quad (8)$$

où les coefficients G_j sont des fonctions non linéaires des proportions des contrats h_j , et $G_1 = 1 - \sum_{i=2}^{m-1} G_i$ ⁴.

L'équation (8) ne nécessite pas que le taux d'inflation d'équilibre soit nul. Toutefois, comme la somme des coefficients des valeurs passées et futures de l'inflation dans le membre droit de l'équation (8) est égale à l'unité, l'équation est également vérifiée si on remplace l'inflation par ses écarts par rapport au niveau d'équilibre :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & E_t \hat{\pi}_{t+1} + \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) (E_t \hat{\pi}_{t+i} - \hat{\pi}_{t-i+1}) \\ & + \gamma \sum_{i=1}^{m-1} G_i (E_t y_{t+i} + y_{t-i}) + \gamma G_0 y_t + \text{résidu}_{T,t} . \end{aligned} \quad (9)$$

Pour conférer à l'inflation encore plus de persistance, Fuhrer et Moore (1995) de même que Fuhrer (1997) explorent les possibilités du modèle de Buiter et Jewitt (1981), où la négociation porte sur le salaire réel plutôt que nominal. Fuhrer et Moore postulent que les prix nominaux sont établis dans les contrats de manière à ce que le niveau actuel de l'indice des salaires réels (défini comme une combinaison des salaires réels stipulés dans les contrats en vigueur) dépende des niveaux attendus de cet indice sur la durée du contrat, corrigés en fonction de la demande excédentaire. Cette spécification conduit à la définition suivante de l'inflation, qui ressemble à celle fournie pour les prix à l'équation (7) :

$$\pi_t = h(L) E_t h(L^{-1}) (\pi_t + \gamma g^{-1}(L) y_t), \quad (10)$$

où $g(L) = \sum_{i=1}^{m-1} g_i L^{i-1}$, avec $g_i = \sum_{j=i}^{m-1} h_j$. Selon le schéma de Fuhrer et Moore, l'inflation évolue comme suit lorsque $m > 2$:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \pi_{t-1} + (E_t \pi_{t+1} - \pi_t) + \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) (E_t \pi_{t+i} - E_t \pi_{t+i-1}) \\ & - \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) (\pi_{t-i+1} - \pi_{t-i}) + \gamma h(L) E_t h(L^{-1}) g^{-1}(L) y_t + \text{résidu}_{F,t}, \end{aligned} \quad (11)$$

4. Dans cette expression, la valeur retardée de l'espérance conditionnelle des variables retardées, $E_{t-k} y_{t-l}$, est remplacée par y_{t-l} lorsque $k > l$. La différence entre l'espérance conditionnelle et la valeur observée est comprise dans le terme d'erreur, qui peut ainsi être autocorrélé. Guerrieri (2002) obtient une expression valable dans le cas où $m = 2$ sans recourir à cette substitution.

ou, après réagencement,

$$\begin{aligned} \pi_t = & (1/2) \sum_{i=1}^{m-1} G_i (E_t \pi_{t+i} + \pi_{t-i}) \\ & + (1/2) \gamma h(L) E_t h(L^{-1}) g^{-1}(L) y_t + \text{résidu}_{F,t} . \end{aligned} \quad (12)$$

Dans ces équations, les coefficients G_i sont des fonctions non linéaires des proportions des contrats h_i , tout comme dans le schéma de Taylor et, comme auparavant, $G_1 = 1 - \sum_{i=2}^{m-1} G_i$. Une fois de plus, puisque la somme des coefficients des valeurs passées et futures de l'inflation dans l'équation (12) est égale à l'unité, l'équation est vérifiée si elle inclut plutôt les écarts de l'inflation par rapport à son niveau d'équilibre :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & (1/2) \sum_{i=1}^{m-1} G_i (E_t \hat{\pi}_{t+i} + \hat{\pi}_{t-i}) \\ & + (1/2) \gamma h(L) E_t h(L^{-1}) g^{-1}(L) y_t + \text{résidu}_{F,t} . \end{aligned} \quad (13)$$

Le schéma de Fuhrer et Moore aboutit à des coefficients différents de ceux obtenus à partir du schéma de Taylor pour ce qui est des valeurs passées et futures de l'inflation. La différence la plus notable est que, dans le modèle de Fuhrer et Moore, les coefficients de toutes ces valeurs sont supérieurs à zéro, tandis que, dans celui de Taylor, les coefficients des valeurs futures sont positifs mais ceux des valeurs passées négatifs. Une autre différence est que, comme les coefficients G_i sont positifs, les coefficients dans le modèle de Taylor diminuent en valeur absolue à mesure que le nombre de valeurs passées et futures augmente, ce qui n'est pas le cas dans le schéma de Fuhrer et Moore.

Une différence importante entre les modèles fondés sur l'hypothèse qu'une partie de la population a des anticipations non rationnelles et les modèles à contrats échelonnés est que ceux-ci font intervenir des valeurs futures additionnelles de l'inflation comme variables explicatives. Lorsque la durée des contrats dépasse deux périodes, l'inflation dépend d'un plus grand nombre de valeurs futures de l'inflation anticipée ainsi que d'un nombre plus élevé de valeurs passées, tant chez Taylor que chez Fuhrer et Moore. Par contraste, si le nombre de retards augmente dans la règle de prévision de l'inflation utilisée par les agents non rationnels, le nombre de valeurs futures reste le même dans le modèle présenté à la sous-section 1.2 (équation [4]).

Une autre différence entre ces deux types de modèles est que les formulations avancées par Taylor et par Fuhrer et Moore comprennent des valeurs passées et futures de l'écart de production outre la valeur

contemporaine de cette variable. Bien que le modèle hybride présenté à la sous-section 1.2 ne contienne aucune valeur retardée de l'écart de production, si les agents non rationnels utilisaient des valeurs passées de l'écart de production et de l'inflation pour prévoir le niveau de production, des valeurs retardées de l'écart de production devraient figurer dans le modèle en question. Toutefois, la présence d'agents non rationnels effectuant des prévisions à l'aide d'un modèle temporel de forme réduite n'entraînerait pas l'ajout de valeurs futures de l'écart de production dans le modèle hybride.

1.4 Frictions dans l'ajustement des prix

À la sous-section 1.2, nous avons décrit comment le fait de lever l'hypothèse d'anticipations rationnelles peut introduire d'autres sources de persistance dans la modélisation de l'inflation. À la sous-section 1.3, nous avons montré que l'échelonnement des contrats peut également compliquer la dynamique de l'inflation. Une autre approche, présentée pour la première fois dans Kozicki et Tinsley (1999a) et explicitée dans Kozicki et Tinsley (2002), postule que les anticipations sont rationnelles, mais qu'il existe des frictions dans l'ajustement des prix.

Nous proposons ici une approche plus générale, dont l'objet n'est pas différent de celui de certains des modèles déjà exposés. En particulier, dans le modèle à contrats échelonnés de Taylor et dans les formulations purement prospectives (équations [1] et [2]) basées sur les hypothèses de Calvo (1983), les anticipations sont aussi formées de façon rationnelle et la rigidité des prix découle d'hypothèses voulant que des frictions entravent l'ajustement des prix. De plus, comme nous le verrons, les nouvelles courbes de Phillips keynésiennes associées aux formulations de Calvo, de Taylor et de Fuhrer et Moore peuvent être considérées comme des cas particuliers de l'approche plus générale fondée sur la présence de frictions dans l'ajustement des prix (bien que les coefficients puissent avoir des interprétations structurelles différentes dans ces diverses formulations).

Les frictions dans l'ajustement des prix peuvent comprendre des facteurs à l'origine de décalages entre les modifications de coûts et les rajustements de prix, l'effet dissuasif lié aux craintes que les concurrents s'abstiennent d'augmenter leurs prix et la réticence des entreprises à indisposer leurs clients. Ces trois éléments sont cités comme des sources potentiellement importantes de rigidité des prix dans une étude de Blinder et coll. (1998), qui présente les résultats d'une enquête menée auprès de dirigeants ou cadres de petites et grandes entreprises. Les frictions peuvent aussi être attribuables aux coûts de gestion et aux coûts supportés par le consommateur par suite du rajustement des prix, comme Zbaracki et

coll. (2003) l'expliquent. D'après leurs estimations, ces coûts seraient substantiels (au moins dix fois supérieurs aux coûts d'étiquetage) et seraient de surcroît des fonctions convexes de la taille des variations de prix.

L'approche voulant que des frictions entravent l'ajustement des prix (ou approche des coûts d'ajustement polynomiaux) ne nécessite pas que le point d'ancrage nominal soit égal à zéro. Nous présentons ci-dessous des exemples de conditions et de modifications qui conduisent à différentes modélisations de la dynamique de l'inflation et à divers modèles de l'écart de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal.

Kozicki et Tinsley (2002) postulent que les agents choisissent le prix relatif qui minimise les écarts en pourcentage par rapport aux prix relatifs optimaux présent et futurs compte tenu des frictions dans l'ajustement des prix. Le problème d'optimisation intertemporelle des agents peut être formulé comme suit :

$$\min_p E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[(1/2)(p_{t+i} - p_{t+i}^*)^2 + (1/2)(v(L)p_{t+i})^2 \right] \right\}, \quad (14)$$

où $v(L) = v_0 + v_1L + \dots + v_{m-1}L^{m-1}$ est un polynôme de frictions d'ordre $(m-1)$ dans l'opérateur de retard L et où $v(1) = 0$ afin que les frictions ne soient contraignantes qu'en situation de déséquilibre. L'utilisation d'une fonction quadratique de perte pour modéliser les frictions ou les coûts associés aux rajustements de prix peut être justifiée notamment par la convexité des coûts de gestion et des coûts supportés par le consommateur d'après Zbaracki et coll. (2003) et par leur argument selon lequel tout changement de prix — hausse ou baisse — peut indisposer les clients. L'hypothèse de comportement optimal des agents permet de définir ainsi l'inflation :

$$\begin{aligned} \pi_t = & \sum_{i=1}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} \beta^j G_j \right) E_t \pi_{t+i} - \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) \pi_{t-i+1} \\ & + \gamma^* y_t + \text{résidu}_{p,t}, \end{aligned} \quad (15)$$

où $p_t^* - p_t = \gamma^* y_t$, comme le supposent Kozicki et Tinsley (2002), et où les coefficients sont des fonctions des coefficients du polynôme des frictions, $G_i = f_i / (\sum_{j=1}^{m-1} f_j)$, avec $f_i \equiv -\sum_{j=0}^{m-i-1} v_j v_{j+i} \beta^j$.

Comme dans le cas des modèles à contrats échelonnés, la prise en compte de frictions dans le schéma explicatif implique l'inclusion de valeurs futures et passées additionnelles de l'inflation. L'expression obtenue ressemble beaucoup à l'équation (8), fondée sur le schéma à contrats échelonnés de

Taylor. En particulier, si $\beta = 1$, les équations (15) et (8) ne diffèrent que par la façon dont l'écart de production y entre; le modèle basé sur la présence de frictions correspond alors à un schéma de Taylor obtenu à partir d'une version légèrement modifiée de l'équation (7) :

$$p_t = E_t h(L)h(L^{-1})p_t + \gamma y_t. \quad (16)$$

Dans le cas particulier où $m = 2$, le problème d'optimisation intertemporelle de l'équation (14) correspond au modèle des coûts d'ajustement quadratiques de Rotemberg (1982) et, comme McCallum et Nelson (1999) l'ont fait remarquer, conduit à un modèle de l'inflation purement prospectif du genre de l'équation (1). Si $\beta = 1$, l'équation (15) est également vérifiée, mais l'inflation y est remplacée par son écart en pourcentage par rapport au point d'ancrage nominal :

$$\hat{\pi}_t = E_t \hat{\pi}_{t+1} + \sum_{i=2}^{m-1} \left(\sum_{j=i}^{m-1} G_j \right) (E_t \hat{\pi}_{t+i} - E_t \hat{\pi}_{t-i+1}) + \gamma^* y_t + \text{résidu}_{P,t}. \quad (17)$$

Cette expression est très semblable à l'équation (9), bien que seul l'écart de production contemporain y figure. Mais si $\beta \neq 1$, elle n'est vérifiée que de façon approximative.

La formulation fondée sur les coûts d'ajustement peut aussi s'appliquer à un modèle semblable à celui de Fuhrer et Moore. En particulier, si l'on veut que les frictions soient contraignantes uniquement en situation de déséquilibre lorsque le point d'ancrage nominal est non nul, il peut être préférable de postuler que le polynôme des frictions s'applique aux écarts de l'inflation, c'est-à-dire que les frictions ne sont contraignantes que si l'inflation s'écarte du point d'ancrage nominal. Dans ce cas, le problème d'optimisation intertemporelle peut être reformulé ainsi :

$$\min_P E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[(1/2)(p_{t+i} - p_{t+i}^*)^2 + (1/2)(v(L)\hat{\pi}_{t+i})^2 \right] \right\}. \quad (18)$$

Cette formulation peut être justifiée, notamment, par l'opinion selon laquelle les consommateurs peuvent être indisposés par les modifications de prix qu'ils estiment injustifiées, comme Rotemberg (2002) l'a avancé. Selon cet auteur, en période d'inflation relativement faible, les clients sont portés à penser que les augmentations de coûts sont modestes et ils sont moins enclins, en pareilles circonstances, à accepter des hausses de prix. Zbaracki et coll. (2003) citent un gestionnaire responsable de l'établissement des prix dans les années 1970 : « Les hausses de prix que nous avons connues durant

cette période [de forte inflation] étaient en grande partie induites par les coûts; nos coûts moyens augmentaient et nous essayions de rentrer dans nos dépenses [...] À cette époque, nous n'avions aucun mal à relever nos prix. Je pense que les marchés avaient des attentes en ce sens; nos clients se disaient que, puisqu'ils étaient capables de majorer les prix qu'ils demandaient à l'utilisateur final, ils ne devaient pas s'étonner que leurs fournisseurs augmentent eux aussi leurs prix. » [traduction] Si les consommateurs utilisent la cible d'inflation perçue pour estimer les hausses de coûts et évaluer si les changements de prix sont raisonnables, les frictions devraient s'appliquer aux écarts de l'inflation par rapport à la cible d'inflation perçue.

L'optimisation de l'équation (18) donne une expression de la variation de l'inflation semblable à celle formulée à l'équation (15). Après manipulation algébrique, l'évolution de l'inflation peut être exprimée comme suit :

$$\hat{\pi}_t = \sum_{i=1}^{m-1} G_i (\beta^j E_t \hat{\pi}_{t+i} + \hat{\pi}_{t-i}) / \left(1 + \sum_{j=1}^{m-1} G_j \beta^j \right) + \gamma^* y_t + \text{résidu}_{D,t}. \quad (19)$$

Lorsque $\beta = 1$, l'expression fondée sur l'existence de frictions dans l'ajustement des prix correspond au schéma de Fuhrer et Moore basé sur cette version modifiée de l'équation (10),

$$\pi_t = E_t h(L) h(L^{-1}) \pi_t + \gamma y_t, \quad (20)$$

et l'équation (19) se réduit à l'équation (13), à cette différence près que la valeur contemporaine de l'écart de production est substituée aux valeurs passées et futures de cette variable.

Dans la prochaine section, nous verrons si les résultats empiriques donnent la préférence aux modèles à anticipations non rationnelles (équation [4]), au schéma à contrats échelonnés de Taylor (équation [8] ou [9]), à celui de Fuhrer et Moore (équation [12] ou [13]) ou au modèle à anticipations rationnelles reposant sur la présence de frictions dans l'ajustement des prix (équation [15], [17] ou [19]).

2 Analyse empirique des sources de la persistance de l'inflation

Dans la présente section, nous examinons les propriétés de la persistance de l'inflation au Canada et aux États-Unis et cherchons à établir lequel des divers modèles semble le mieux correspondre aux données. À la sous-section 2.1, nous estimerons à partir de séries chronologiques le point d'ancrage nominal au Canada et aux États-Unis. À la sous-section suivante,

nous décrivons les propriétés de la persistance de l'inflation et verrons dans quelle mesure les déplacements du point d'ancrage peuvent expliquer la persistance observée. À la sous-section 2.3, nous comparerons les résultats de l'estimation de divers modèles structurels de la dynamique de l'inflation, dont des modèles purement prospectifs, des modèles hybrides dans lesquels une partie des agents ont des anticipations non rationnelles, des modèles à contrats échelonnés ainsi que des modèles où tous les agents sont rationnels et où les frictions sont générées par les coûts d'ajustement des prix.

2.1 Estimation de la cible d'inflation perçue par les agents

Selon Kozicki et Tinsley (2001c), la cible d'inflation à long terme perçue par les agents a varié aux États-Unis dans le passé. Ses déplacements expliquent les mouvements longs et graduels des taux d'inflation anticipés à long terme qui se dégagent des données d'enquête (Figure 1) et aident à élucider certaines anomalies empiriques dans la structure des taux de rendement des titres du Trésor américain (Kozicki et Tinsley, 2001a, b et c)⁵. On trouvera dans Kozicki et Tinsley (2001a et c) une série chronologique des cibles d'inflation perçues construite à l'aide de tests de rupture. Cogley et Sargent (2001) obtiennent des valeurs très variables pour les taux d'inflation prévus à long terme au cours de la période 1965-2000.

Les résultats empiriques donnent à penser qu'au Canada aussi, la moyenne conditionnelle du processus d'inflation a fluctué. Laxton, Ricketts et Rose (1994) estiment un modèle à trois états de l'inflation canadienne, tandis que Perron (1994) conclut que la moyenne du processus d'inflation au Canada a changé. D'après Hostland (1995), les propriétés de l'inflation ont été très différentes du milieu des années 1950 au début des années 1970 de ce qu'elles avaient été avant cette période et de ce qu'elles ont été ensuite. Enfin, bien qu'elles ne remontent pas encore très loin, les données d'enquête sur le taux d'inflation anticipé à long terme, présentées à la Figure 1, confortent l'opinion selon laquelle le point d'ancrage nominal a connu des variations au Canada.

Il aurait été préférable de se fonder sur des observations directes des déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme, mais on ne dispose pas de données suffisantes à ce chapitre. Les enquêtes menées sur les attentes à long terme peuvent fournir une mesure approximative du point d'ancrage nominal, mais elles existent seulement depuis 1979 dans le cas des États-Unis et depuis 1990 pour le Canada. Dans

5. Les observations manquantes dans les données d'enquête sur les anticipations à long terme ont été calculées par interpolation linéaire à partir des observations des trimestres voisins.

le cas de ce dernier pays, on peut aussi utiliser le point médian de la fourchette cible de maîtrise de l'inflation. Toutefois, cette fourchette n'existe que depuis 1991 et, si la politique monétaire n'est pas crédible, le point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme pourrait ne pas correspondre au point médian de la fourchette. En conséquence, nous avons choisi ici de construire une série de valeurs pour le point d'ancrage nominal. Nous avons ensuite eu recours aux données d'enquête pour vérifier si la série obtenue était raisonnable.

Le point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme est estimé à l'aide d'un modèle de forme réduite semblable à celui décrit dans Kozicki et Tinsley (1999b). Pour chacun des deux pays, nous avons utilisé un vecteur autorégressif (VAR) de quatre variables comportant des valeurs finales non prédéterminées pour estimer les attentes des agents⁶. La fréquence des données est trimestrielle et les variables comprises dans le VAR sont l'écart de production, y_t , l'inflation, π_t , le taux de rendement nominal des obligations à dix ans du gouvernement, $R_{10,t}$, et un taux d'intérêt réel à court terme, r_t , défini par l'écart entre un taux d'intérêt nominal à court terme et le taux d'inflation au trimestre précédent⁷. Chacune de ces variables entre dans le VAR sous la forme d'un écart par rapport à sa valeur d'équilibre, et ces variables d'écart sont stationnaires par hypothèse. La non-stationnarité des variables est donc entièrement attribuable à des modifications du régime permanent. Le modèle compte quatre variables de régime permanent : le taux d'intérêt réel à court terme d'équilibre, μ , la prime de terme de dix ans, ϕ , l'écart de production en régime permanent, \bar{y} , et le point d'ancrage à long terme des anticipations d'inflation (c'est-à-dire la cible d'inflation perçue), $\bar{\pi}^P$. Le taux réel d'équilibre, la prime de terme et l'écart de production en régime permanent sont supposés constants, tandis que les variations du taux d'inflation d'équilibre sont déterminées par les données⁸.

6. Kozicki et Tinsley (1998; 2001a, b et c) se penchent sur l'emploi de valeurs finales prédéterminées dans les modèles autorégressifs et les modèles vectoriels autorégressifs.

7. Dans le cas des États-Unis, nous avons utilisé les estimations de l'écart de production émanant du Congressional Budget Office et le taux des fonds fédéraux comme taux d'intérêt à court terme; l'évolution de l'indice des prix du PIB américain a servi à mesurer l'inflation. Dans le cas du Canada, l'écart de production a été estimé au moyen du filtre de Hodrick- Prescott, avec un paramètre de lissage de 1 600, le taux d'intérêt à court terme est le taux des bons du Trésor à trois mois, et l'inflation a été mesurée à partir de l'IPC. Nous avons choisi des indices d'augmentation des prix qui font l'objet de prévisions recueillies dans le cadre d'enquêtes trimestrielles.

8. Pour des raisons empiriques, le modèle permet à l'écart de production d'être non nul en régime permanent, ce qui est contraire à la théorie. La moyenne de l'écart de production peut être non nulle pour certaines périodes d'estimation et la valeur estimée des variables en régime permanent est établie en utilisant cette moyenne.

Notre modèle de forme réduite repose sur l'hypothèse que l'évolution des écarts par rapport aux valeurs d'équilibre est bien décrite par un VAR comportant quatre retards. Les déplacements trimestriels de la cible d'inflation perçue par les agents sont, par hypothèse, des chocs indépendants dont la distribution suit une loi normale. Le modèle de forme réduite est

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_{10,t} \\ r_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_{10,t} \\ r_t \end{bmatrix} + (I - A(1)) \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{\pi}_t^p \\ \mu + \bar{\pi}_t^p + \phi \\ \mu \end{bmatrix} + u_t, \quad (21)$$

où $A(L) = A_1L + A_2L^2 + A_3L^3 + A_4L^4$. Les variations de la cible d'inflation perçue sont exprimées comme suit :

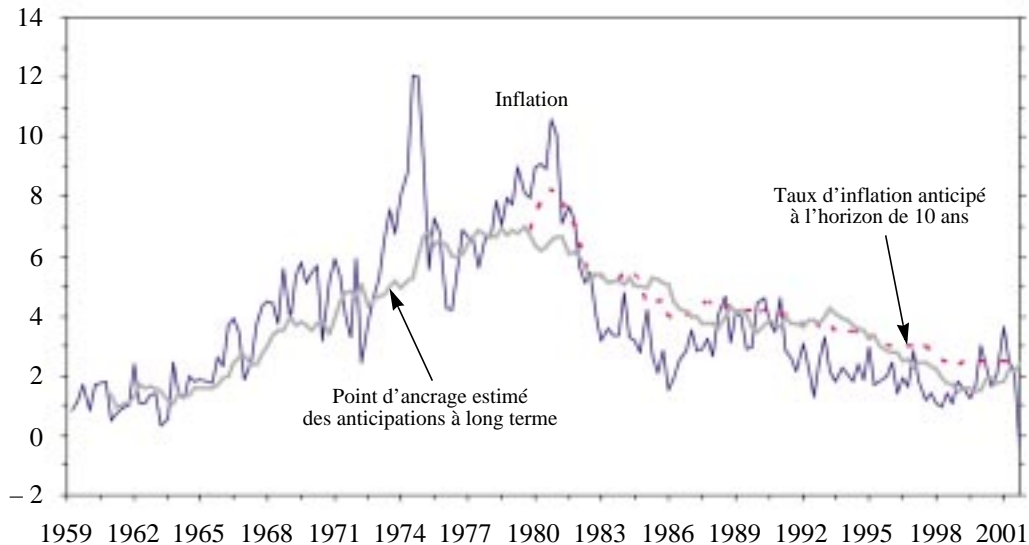
$$\bar{\pi}_{t+1}^p = \bar{\pi}_t^p + v_t. \quad (22)$$

Les chocs u_t et v_t ne sont pas corrélés dans le temps ni entre eux, par hypothèse. Nous avons estimé le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant les techniques de filtrage de Kalman à cause de la présence de la variable d'état non observée $\bar{\pi}_t^p$. La variance des chocs touchant la variable d'état est supposée égale à celle des modifications inattendues des prévisions à long terme tirées d'enquêtes.

La Figure 2 montre l'évolution de l'inflation aux États-Unis, le point d'ancrage nominal estimé des anticipations d'inflation à long terme et le taux d'inflation anticipé à l'horizon de dix ans d'après les enquêtes⁹. Le point d'ancrage nominal est donné par la valeur de la variable d'état estimée (sans lissage) au moyen du filtre de Kalman ($E_{t-1}\pi_t^p$). Il offre un profil d'évolution assez semblable à celui des attentes établi à partir d'enquêtes. À la fin de la période de forte inflation observée durant la deuxième moitié des années 1970, le point d'ancrage nominal était assez élevé. Il a cependant diminué graduellement dans les années 1980, la baisse du taux d'inflation obtenue sous la présidence de Volcker s'avérant durable. Il est intéressant de noter que le taux d'inflation anticipé selon les enquêtes et le point d'ancrage nominal ont tous deux été supérieurs au taux d'inflation effectif pendant la majeure partie des années 1980 et 1990. Une explication possible de cet écart est que les efforts de la Réserve fédérale en vue de réaliser la stabilité des prix n'ont pas été jugés parfaitement crédibles.

9. Certaines observations manquantes dans les données d'enquête ont été calculées par interpolation linéaire.

Figure 2
Taux d'inflation aux États-Unis et point d'ancrage nominal estimé



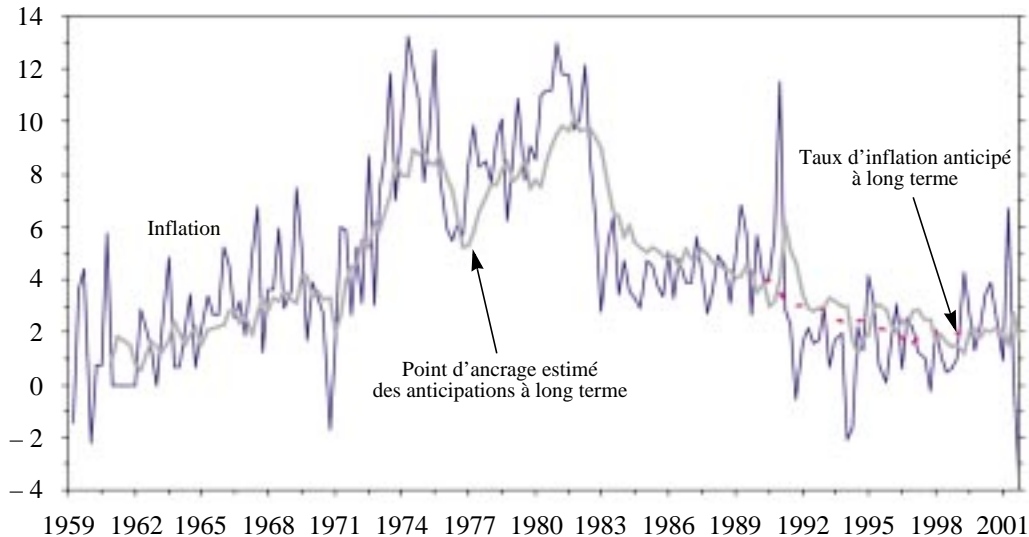
Sources : Bureau of Economic Analysis, ministère du Commerce des États-Unis; Survey of Professional Forecasters, Banque fédérale de réserve de Philadelphie; calculs des auteurs.

La Figure 3 montre les résultats obtenus dans le cas du Canada. Le point d'ancrage nominal estimé s'établit plus près du taux d'inflation effectif que ce n'est le cas pour les États-Unis. Depuis 1994, le point d'ancrage nominal et les prévisions recueillies par enquête se situent près de la tendance centrale de l'inflation au Canada et du point médian (2 %) de la fourchette cible de maîtrise de l'inflation (non représenté dans la Figure 3). En fait, les mesures tirées d'enquêtes se sont maintenues à l'intérieur de la fourchette cible depuis l'adoption du nouveau régime de politique monétaire. Ces résultats donnent à penser que le régime de cibles d'inflation de la Banque du Canada est crédible.

2.2 Estimation de la persistance de l'inflation à partir d'un modèle de forme réduite

Nous examinons ici dans quelle mesure la persistance de l'inflation peut être liée à des déplacements du point d'ancrage nominal des anticipations plutôt qu'à de l'inertie dans la dynamique de l'inflation à l'intérieur d'un régime où le point d'ancrage d'équilibre est constant. La persistance de l'inflation est mesurée par la somme des coefficients estimés d'un modèle d'inflation de type AR(4). Ce modèle est estimé sur la période 1962-2001 et diverses sous-périodes en utilisant les chiffres bruts de l'inflation, les écarts de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal estimé, les écarts de l'inflation par rapport aux données d'enquête (pour les périodes où celles-ci

Figure 3
Taux d'inflation au Canada et point d'ancrage nominal estimé



Sources : Banque du Canada; Consensus Forecasts; calculs des auteurs.

existent) et les écarts de l'inflation par rapport à une variable mixte constituée des données d'enquête et d'estimations obtenues au moyen du filtre de Kalman en l'absence de telles données. Si une partie de l'inertie de l'inflation est associée à des variations du point d'ancrage nominal, le degré estimé de persistance devrait être plus faible dans le cas des écarts de l'inflation et pour les périodes où de telles variations étaient moins probables (c'est-à-dire les années 1990).

Les résultats sont présentés au Tableau 1. Dans le cas des États-Unis, la persistance de l'inflation est beaucoup plus faible pendant les années 1990 que durant les autres sous-périodes considérées et l'ensemble de la période, conformément aux résultats de Cogley et Sargent (2001) et de Willis (2003). Les mesures de l'inflation anticipée tirées d'enquêtes et les taux d'inflation observés sont en moyenne bien plus stables au cours de cette sous-période que durant toute autre. Ce résultat corrobore le point de vue selon lequel la persistance de l'inflation aux États-Unis est attribuable en partie à des déplacements du point d'ancrage nominal. Ce point de vue est également étayé par le fait que, pour toutes les autres sous-périodes examinées, la persistance de l'inflation est supérieure à celle des écarts de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal, aux données d'enquête ou à la variable mixte. Ce résultat rejoint celui de Levin et Piger (2002) voulant que la persistance de l'inflation soit moindre lorsqu'un point de rupture est détecté dans la constante et la variance des chocs.

Tableau 1
Estimations de la persistance de l'inflation

Période d'estimation	Inflation	Écart par rapport au point d'ancrage	Écart par rapport aux données d'enquête	Écart par rapport à la variable mixte
États-Unis				
1962T1-2001T4	0,94 (0,04)	0,80 (0,07)		0,81 (0,07)
1962T1-1970T4	0,92 (0,10)	0,54 (0,24)		0,54 (0,24)
1971T1-1984T4	0,85 (0,10)	0,75 (0,12)		0,76 (0,13)
1985T1-2001T4	0,83 (0,12)	0,74 (0,13)	0,53 (0,18)	0,53 (0,18)
1992T1-2001T4	0,39 (0,26)	0,78 (0,18)	0,53 (0,28)	0,53 (0,28)
Canada				
1962T1-2001T4	0,90 (0,05)	0,46 (0,13)		0,47 (0,13)
1962T1-1970T4	0,54 (0,22)	0,03 (0,41)		0,03 (0,41)
1971T1-1984T4	0,77 (0,11)	0,56 (0,20)		0,56 (0,20)
1985T1-2001T4	0,68 (0,16)	0,16 (0,22)		0,23 (0,22)
1992T1-2001T4	-0,01 (0,33)	0,14 (0,27)	0,21 (0,29)	0,21 (0,29)

Nota : Les chiffres indiqués correspondent à la somme des coefficients d'un modèle AR(4) de l'inflation; les écarts-types figurent entre parenthèses.

Les résultats relatifs au Canada sont plus probants que ceux concernant les États-Unis. Le degré estimé de persistance de l'inflation est plus faible durant chacune des sous-périodes que sur l'ensemble de la période. La persistance de l'inflation serait même entièrement disparue depuis l'adoption de cibles d'inflation. Les résultats ayant trait aux écarts de l'inflation montrent aussi que la majeure partie de la persistance de l'inflation au Canada tient à des variations du point d'ancrage nominal. L'inflation présente très peu de persistance une fois les effets de ces variations retranchés.

2.3 Estimation de modèles prospectifs de l'inflation

Les résultats empiriques de la sous-section précédente portent à croire que les déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme contribuent à expliquer la persistance observée de l'inflation. Le degré

de persistance estimé de l'inflation est nettement plus faible durant la période commençant en 1992, caractérisée par des variations relativement petites des anticipations d'inflation à long terme, que lors des périodes précédentes. De plus, la prise en compte des variations du point d'ancrage des attentes d'inflation à long terme a pour effet de réduire le degré de persistance de l'inflation dans les deux pays (quoique bien davantage au Canada qu'aux États-Unis). Ces résultats ont toutefois été obtenus grâce à l'estimation de modèles autorégressifs de forme réduite. La présente sous-section approfondit cette analyse par l'estimation des modèles décrits à la section 1.

Les anticipations conditionnelles à l'égard des taux d'inflation futurs (et, peut-être aussi, des écarts de production futurs) figurent parmi les variables explicatives de tous les modèles présentés à la section 1. Tout comme celle de Roberts (1997), notre mesure des anticipations d'inflation conditionnelles est issue d'enquêtes¹⁰. Dans le cas des États-Unis, elle est tirée du Survey of Professional Forecasters, dont les résultats sont publiés par la Banque fédérale de réserve de Philadelphie. Les prévisions de l'inflation américaine sont fondées sur celles de l'indice implicite des prix du PIB à partir de 1992 et celles de l'indice des prix du PNB avant 1992. On dispose de prévisions trimestrielles de l'inflation pour les quatre trimestres à venir depuis le quatrième trimestre de 1969. Dans le cas du Canada, les données d'enquête proviennent de Consensus Forecasts, et l'on dispose de prévisions trimestrielles de l'inflation pour les quatre trimestres suivants depuis le deuxième trimestre de 1990. Cependant, quelques observations manquent au début de ces séries. Les observations manquantes pour $E_t \pi_{t+k}$ ont été calculées par interpolation linéaire en faisant la moyenne de $E_{t-1} \pi_{t+k+1}$ et de $E_{t+1} \pi_{t+k-1}$. Dans les estimations portant sur les écarts de l'inflation plutôt que sur l'inflation elle-même, le point d'ancrage nominal est mesuré à l'aide de la variable mixte, constituée des données d'enquête sur les anticipations à long terme lorsque ces données existent et d'estimations obtenues à l'aide du filtre de Kalman pour les trimestres antérieurs.

Certains des modèles comprennent les anticipations de valeurs futures de l'écart de production. Les valeurs *ex post* de l'écart de production ont été utilisées pour les deux pays. Étant donné la corrélation possible entre les valeurs contemporaines (et futures) de l'écart de production et les termes d'erreur, nous avons employé des variables instrumentales pour les données d'enquête, soit quatre retards de l'écart de production et quatre retards de l'inflation.

10. Voir Roberts (1997) pour un examen des propriétés des anticipations d'inflation estimées par enquête.

Malheureusement, la période sur laquelle les modèles peuvent être estimés est limitée par la disponibilité des données d'enquête. Dans le cas des États-Unis, la période d'estimation va du quatrième trimestre de 1969 au quatrième trimestre de 2001, tandis que, dans celui du Canada, elle va du deuxième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2001¹¹.

Les estimations du modèle de base (équation [1]) et du modèle approché fondé sur un taux d'inflation d'équilibre non nul (équation [2]) sont présentées au Tableau 2, tant pour les valeurs de β obtenues par estimation que pour $\beta = 1$. Le modèle purement prospectif de l'inflation cadre mal avec les données américaines. Les hypothèses nulles d'absence de corrélation entre les valeurs retardées jusqu'à quatre et huit trimestres, respectivement, sont clairement rejetées d'après les statistiques Q , aussi bien pour l'inflation que pour les écarts de celle-ci. L'incapacité du modèle à expliquer l'inflation n'est pas surprenante étant donné la forte persistance de l'inflation et des écarts de l'inflation (sauf pour l'inflation dans les années 1990) révélée par les résultats empiriques décrits au Tableau 1¹².

Les résultats de l'estimation des modèles purement prospectifs sont légèrement meilleurs dans le cas du Canada. Bien qu'une faible autocorrélation des résidus soit détectée en ce qui concerne l'inflation lorsque la valeur de β est fixée à un, le modèle tend à mieux se comporter quand β et b sont tous deux estimés et que l'inflation entre dans le modèle sous la forme d'un écart. Les valeurs estimées de β et de b semblent toutefois un peu faibles, en raison peut-être d'un biais lié à l'omission de variables explicatives. Bien que les statistiques Q ne révèlent pas d'autocorrélation marquée entre les résidus, il se peut que la petite taille de l'échantillon limite la puissance de ces tests. La possibilité que la faiblesse des valeurs estimées de β et de b tienne à l'omission de variables sera examinée lorsque d'autres sources de persistance de l'inflation seront intégrées à la structure du modèle.

11. Nous avons examiné la robustesse des résultats pour les États-Unis en estimant aussi les modèles sur la période allant du deuxième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2001. Les différences entre les résultats qualitatifs obtenus pour l'ensemble de la période et pour la période plus courte sont exposées dans les notes de bas de page. Une complication de l'analyse empirique qui n'est pas abordée dans la présente étude concerne la sensibilité possible des résultats à l'utilisation conjointe des données de 2002 sur l'inflation passée et de données d'enquête en temps réel. Toutefois, comme les écarts entre les données en temps réel et les derniers chiffres disponibles tendent à diminuer à mesure que l'on se rapproche du présent, ils sont moins susceptibles d'influer sur les résultats se rapportant à la période plus courte.

12. Lorsque la période d'estimation va du deuxième trimestre de 1990 au quatrième trimestre de 2001, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation n'est plus rejetée dans le cas des États-Unis.

Tableau 2
Résultats de l'estimation des modèles purement prospectifs
de l'inflation

$infl_t = c_1 + (b \text{ ou } \beta)E_t infl_{t+1} + \gamma y_t + \text{résidu}_t$						
Variable d'inflation	γ	β	b	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis						
$infl_t \equiv \pi_t$	0,144 (0,047)	1,00		0,000	0,000	1,15
$infl_t \equiv \pi_t$	0,198 (0,047)	1,180 (0,050)		0,000	0,000	1,11
$infl_t \equiv \hat{\pi}_t$	0,146 (0,046)		1,00	0,000	0,000	1,15
$infl_t \equiv \hat{\pi}_t$	0,159 (0,045)		1,419 (0,124)	0,000	0,000	1,11
Canada						
$infl_t \equiv \pi_t$	0,631 (0,228)	1,00		0,076	0,275	2,26
$infl_t \equiv \pi_t$	0,613 (0,214)	0,402 (0,223)		0,259	0,570	2,12
$infl_t \equiv \hat{\pi}_t$	0,621 (0,228)		1,00	0,075	0,272	2,26
$infl_t \equiv \hat{\pi}_t$	0,602 (0,204)		0,025 (0,280)	0,451	0,816	2,02

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique Q pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

Les résultats de l'estimation des modèles hybrides, qui reposent sur l'hypothèse qu'une partie des agents ont des anticipations non rationnelles, sont reproduits au Tableau 3. Ils sont présentés tant pour l'inflation que pour ses écarts, même si le modèle de l'inflation est mal spécifié en présence d'un point d'ancrage nominal non nul. Aux fins de l'estimation, nous avons fait l'hypothèse que les agents non rationnels prévoient l'inflation uniquement à l'aide de l'inflation passée et de l'écart de production contemporain, c'est-à-dire $C_i = 0$ pour $i = 1, \dots, p$ dans l'équation (3). Cependant, nous n'avons imposé aucune contrainte sur la somme des coefficients de l'inflation anticipée et des retards de l'inflation. Dans le cas des États-Unis, les valeurs estimées de ω et de ωA_i indiquent que les agents non rationnels utilisent un modèle où l'inflation présente une forte persistance. En effet, la somme des coefficients des retards de l'inflation dans le modèle de prévision implicite des agents rationnels, qui est égale à $\sum_{i=1}^m \omega A_i / \omega$, dépasse l'unité pour toutes les valeurs de m , que l'inflation entre directement dans le

Tableau 3
Résultats de l'estimation des modèles hybrides de la persistance de l'inflation

$$infl_t = c_1 + gy_t + (1 - \omega)E_t infl_{t+1} + \omega(A_1 infl_{t-1} + A_2 infl_{t-2} + A_3 infl_{t-3} + A_4 infl_{t-4}) + r\acute{e}sidu_t$$

Retards	g	ω	ωA_1	ωA_2	ωA_3	ωA_4	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)									
1	0,155 (0,042)	0,358 (0,102)	0,470 (0,080)				0,033	0,156	0,98
2	0,160 (0,043)	0,375 (0,108)	0,444 (0,096)	0,043 (0,087)			0,030	0,152	0,99
3	0,184 (0,044)	0,428 (0,109)	0,438 (0,095)	-0,066 (0,100)	0,178 (0,085)		0,106	0,284	0,97
4	0,208 (0,045)	0,436 (0,109)	0,403 (0,097)	-0,060 (0,100)	0,097 (0,099)	0,130 (0,085)	0,774	0,858	0,97
États-Unis — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)									
1	0,128 (0,040)	0,123 (0,143)	0,421 (0,072)				0,005	0,017	0,99
2	0,133 (0,041)	0,145 (0,146)	0,378 (0,088)	0,068 (0,080)			0,005	0,019	0,99
3	0,153 (0,041)	0,163 (0,144)	0,356 (0,087)	-0,039 (0,092)	0,183 (0,079)		0,007	0,026	0,97
4	0,181 (0,041)	0,123 (0,141)	0,294 (0,088)	-0,042 (0,090)	0,063 (0,089)	0,217 (0,079)	0,737	0,926	0,95
Canada — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)									
1	0,542 (0,221)	0,748 (0,256)	0,194 (0,165)				0,654	0,893	2,11
2	0,558 (0,222)	0,569 (0,310)	0,195 (0,165)	-0,183 (0,179)			0,651	0,849	2,11
3	0,608 (0,231)	0,299 (0,458)	0,156 (0,173)	-0,212 (0,184)	-0,185 (0,229)		0,710	0,853	2,12
4	0,655 (0,245)	-0,156 (0,858)	0,091 (0,203)	-0,299 (0,231)	-0,269 (0,267)	-0,184 (0,292)	0,833	0,901	2,13
Canada — Écarts de l'inflation $infl_t \equiv \hat{\pi}_t$									
1	0,542 (0,214)	1,078 (0,302)	0,151 (0,162)				0,712	0,947	2,02
2	0,564 (0,216)	0,904 (0,356)	0,145 (0,163)	-0,162 (0,175)			0,812	0,955	2,03
3	0,606 (0,229)	0,699 (0,499)	0,116 (0,172)	-0,188 (0,182)	-0,132 (0,224)		0,883	0,964	2,05
4	0,618 (0,243)	0,608 (0,760)	0,102 (0,193)	-0,207 (0,217)	-0,149 (0,250)	-0,039 (0,243)	0,910	0,970	2,07

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique Q pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

modèle ou qu'elle y soit représentée par un écart¹³. Pour ce qui est du Canada, les résultats empiriques portent à croire que le modèle de prévision implicite des agents non rationnels se caractérise par une persistance moins élevée de l'inflation que dans le cas des États-Unis, puisque la somme des coefficients des retards de l'inflation est en général nettement inférieure à l'unité.

Dans le cas des deux pays et tant en ce qui concerne l'inflation que les écarts de l'inflation, l'adéquation statistique des modèles hybrides est bien supérieure à celle des modèles purement prospectifs comportant des valeurs plausibles de β ou de b . Le modèle hybride où les résidus de l'inflation américaine présentent le plus faible écart-type explique les écarts de l'inflation à l'aide des quatre premiers retards de cette variable¹⁴. Conformément à l'interprétation suivant laquelle les variations du point d'ancrage nominal aident à rendre compte de la persistance de l'inflation aux États-Unis, les valeurs estimées de ω sont plus faibles lorsque le modèle est estimé à partir des écarts de l'inflation plutôt que de l'inflation elle-même. L'interprétation des résultats présentent néanmoins des difficultés. L'hypothèse nulle que tous les agents sont rationnels ($H_0: \omega = 0$) ne peut être rejetée; mais alors, contrairement aux résultats empiriques, aucun retard additionnel des écarts de l'inflation ne devrait être significatif sur le plan statistique¹⁵. Nous avons aussi obtenu certains résultats déconcertants dans le cas du Canada. Les deux modèles comportant un retard (ainsi que le modèle des écarts de l'inflation avec deux retards) indiquent qu'une proportion significative des agents ont des anticipations

13. Pour la période d'estimation plus courte, la valeur de l'expression $\sum_{i=1}^m \omega A_i / \omega$ est voisine de l'unité dans le cas de l'inflation, mais elle y est légèrement inférieure dans le cas des écarts de l'inflation. Le fait que la somme des coefficients soit plus petite dans le second cas est compatible avec notre résultat précédent selon lequel la persistance de l'inflation diminue lorsque les variations du point d'ancrage nominal sont prises en compte.

14. Le modèle comportant trois valeurs retardées (ou plus) de l'inflation, $m = 3$, paraît expliquer assez bien les chiffres bruts de l'inflation aux États-Unis, et aucune corrélation n'est décelée entre les résidus. D'après les résultats de l'estimation de ce modèle, environ 43 % des agents ont des anticipations non rationnelles; leur présence explique la signification statistique des retards. Ce modèle est toutefois difficile à interpréter du fait qu'il provient de l'agrégation d'agents non rationnels qui ont recours à un modèle fondé sur des séries chronologiques pour prévoir l'inflation et d'agents rationnels qui utilisent l'équation (1), même si celle-ci est mal spécifiée lorsque le taux d'inflation d'équilibre est positif.

15. Pour la période d'estimation plus courte, le modèle composé de quatre retards est celui qui explique le mieux l'inflation et les écarts de l'inflation aux États-Unis. Les valeurs estimées de ω sont de 0,32 et de 0,41, respectivement, dans le cas de l'inflation et des écarts de l'inflation, mais elles ne sont pas significatives sur le plan statistique. Toutefois, les valeurs de ωA_4 sont significatives.

adaptatives, mais les coefficients estimés de l'inflation retardée sont peu élevés et non significativement différents de zéro.

Ces résultats font ressortir certaines des difficultés que soulève l'interprétation des résultats de l'estimation des modèles hybrides. Indépendamment des résultats contradictoires susmentionnés, cette interprétation peut être faussée par la forme du modèle de prévision que les agents non rationnels utilisent, imposée par hypothèse. Par exemple, la formation des anticipations des agents non rationnels peut être représentée à l'aide d'un vaste éventail de modèles de forme réduite. Le modèle hybride de l'inflation présenté à la sous-section 1.2 tient compte de la possibilité que les agents non rationnels prévoient l'inflation à l'aide de l'écart de production et de valeurs retardées de l'inflation. Toutefois, on aurait également pu faire appel à des modèles de prévision VAR composés d'un plus grand nombre de variables. Par contre, si les agents non rationnels ne se basent que sur les retards de l'inflation (mais pas sur l'écart de production contemporain) pour prévoir l'inflation, le coefficient de l'écart de production dans l'équation (4) est $(1 - \omega)g$ plutôt que g . Une valeur estimée de ω supérieure à zéro ferait donc augmenter la valeur du paramètre structurel g .

Le Tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle de l'inflation fondé sur le schéma à contrats échelonnés de Taylor. Pour $m > 2$, le nombre de paramètres libres à estimer est m . L'estimation sans contrainte donne cependant des écarts-types très élevés pour le coefficient de l'écart de production contemporain, G_0 . Par conséquent, aux fins de l'estimation, G_0 a été établi à la valeur que ce coefficient aurait prise théoriquement si les contrats étaient répartis uniformément entre les m périodes¹⁶.

Les écarts-types des résidus dans les modèles fondés sur le schéma de Taylor sont comparables à ceux obtenus pour les modèles hybrides. Toutefois, les coefficients estimés ne cadrent pas avec le schéma théorique dans le cas des États-Unis : tous les G_i devraient être positifs, puisque les proportions des contrats renégociés à la période $t - i$ encore en vigueur à la période $t - i$ devraient être comprises entre zéro et un (et leur somme devrait être égale à un). Or, les valeurs estimées de G_2 et de G_4 sont négatives et significatives sur le plan statistique, ce qui implique que les coefficients des valeurs passées ou futures de l'inflation augmentent avec le nombre de celles-ci, plutôt que de diminuer comme le prédit la théorie.

Dans le cas du Canada, les résultats empiriques militent davantage en faveur du schéma de Taylor. Le modèle où $m = 5$ est celui qui décrit le mieux les données, tant dans le cas de l'inflation que pour les écarts de l'inflation.

16. Autrement dit, G_0 est établi à sa valeur théorique si la distribution des contrats en vigueur satisfait la condition $h_i = 1/m$.

Tableau 4**Résultats de l'estimation des modèles fondés sur le schéma de Taylor**

$$infl_t = c_1 + E_t infl_{t+1} + (G_2 + G_3 + G_4)infl_{t+2} + (G_3 + G_4)infl_{t+3} + G_4 infl_{t+4} \\ - (G_2 + G_3 + G_4)infl_{t-1} - (G_3 + G_4)infl_{t-2} - G_4 infl_{t-3} + \gamma G_0 y_t \\ + \gamma \left[\left(1 - \sum_{i=2}^4 G_i \right) (y_{t+1} + y_{t-1}) + G_2 (y_{t+2} + y_{t-2}) + G_3 (y_{t+3} + y_{t-3}) \right. \\ \left. + G_4 (y_{t+4} + y_{t-4}) \right] + \text{résidu}_t$$

<i>m</i>	<i>g</i>	<i>G</i> ₂	<i>G</i> ₃	<i>G</i> ₄	<i>G</i> ₀	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis — Inflation (<i>infl_t ≡ π_t</i>)								
3	0,041 (0,013)	-0,480 (0,067)			1	0,016	0,073	0,96
4	0,048 (0,014)	-0,360 (0,142)	-0,073 (0,075)		2/3	0,014	0,076	0,97
5	0,058 (0,015)	-0,414 (0,139)	0,257 (0,139)	-0,220 (0,080)	1/2	0,020	0,049	0,94
États-Unis — Écarts de l'inflation (<i>infl_t ≡ π̂_t</i>)								
3	0,041 (0,013)	-0,416 (0,061)			1	0,007	0,034	0,98
4	0,047 (0,015)	-0,291 (0,136)	-0,074 (0,071)		2/3	0,007	0,041	0,98
5	0,055 (0,015)	-0,330 (0,133)	0,213 (0,134)	-0,188 (0,075)	1/2	0,008	0,027	0,96
Canada — Inflation (<i>infl_t ≡ π_t</i>)								
3	0,169 (0,090)	-0,131 (0,210)			1	0,094	0,305	2,23
4	0,178 (0,104)	-0,490 (0,251)	0,315 (0,174)		2/3	0,117	0,286	2,09
5	0,262 (0,124)	-0,224 (0,252)	-0,223 (0,254)	0,446 (0,167)	1/2	0,551	0,608	1,96
Canada — Écarts de l'inflation (<i>infl_t ≡ π̂_t</i>)								
3	0,169 (0,091)	-0,108 (0,215)			1	0,074	0,255	2,23
4	0,186 (0,108)	-0,452 (0,249)	0,316 (0,177)		2/3	0,099	0,243	2,10
5	0,277 (0,122)	-0,218 (0,251)	-0,177 (0,252)	0,426 (0,169)	1/2	0,717	0,672	1,98

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique *Q* pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

Dans cette spécification, les valeurs estimées de G_4 sont positives et significatives, tandis que celles de G_2 et de G_3 ne sont pas significativement différentes de zéro. Le degré de signification des tests d'autocorrélation des résidus est beaucoup plus élevé, et les écarts-types diminuent de plus de 5 % lorsque la valeur de m passe de 4 à 5.

Le Tableau 5 présente les résultats de l'estimation d'une variante du schéma de Fuhrer et Moore. Le modèle estimé diffère de celui décrit à la sous-section 1.3 en ce qu'il n'inclut que l'écart de production contemporain. Pour ce qui est de l'inflation aux États-Unis, les écarts-types sont légèrement plus grands que ceux obtenus pour le schéma de Taylor, et les valeurs estimées de G_i ne sont plus significativement différentes de zéro. Lorsque $m = 5$, la statistique Q entraîne le rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus dans le cas des écarts de l'inflation. Bien que les coefficients estimés des valeurs passées et futures additionnelles de l'inflation ne soient généralement pas significatifs, les écarts-types de la régression sont de 10 % à 15 % inférieurs à ceux calculés pour les modèles purement prospectifs¹⁷.

Le schéma de Fuhrer et Moore explique moins bien le comportement de l'inflation et des écarts de l'inflation au Canada que celui de Taylor. Bien que les coefficients estimés des valeurs passées et futures de l'inflation soient positifs, ils ne sont pas significatifs et, lorsque $m = 4$ et $m = 5$, les écarts-types de la régression dépassent de 5 % et de 10 %, respectivement, ceux calculés pour le schéma de Taylor.

Les résultats de l'estimation de la dynamique de l'inflation obtenus à partir de modèles supposant des frictions dans l'ajustement des prix sont présentés au Tableau 6. Ces modèles peuvent aussi être considérés comme des variantes du schéma à contrats échelonnés de Taylor. En effet, on aboutit à ce dernier si l'on fixe la valeur de β à un dans le modèle avec frictions et que l'on impose diverses contraintes sur les valeurs passées et futures de l'écart de production.

Dans le cas des États-Unis, les écarts-types du modèle reposant sur l'existence de frictions dans l'ajustement des prix sont comparables à ceux du modèle hybride et du modèle de Taylor. Comme dans le cas de ce dernier, les résultats indiquent la présence de corrélation entre les résidus. La qualité légèrement supérieure de l'adéquation statistique du modèle de Taylor par rapport au modèle avec frictions est vraisemblablement attribuable à l'inclusion de valeurs passées et futures de l'écart de production (la somme

17. Dans le cas de la période d'estimation plus courte (avec $m = 5$), les valeurs estimées de G_4 sont positives et significatives dans le modèle de Fuhrer et Moore, les écarts-types sont inférieurs à ceux obtenus pour le modèle purement prospectif et les probabilités de rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus sont élevées.

Tableau 5
Résultats de l'estimation des modèles fondés sur le schéma de Fuhrer et Moore

$$infl_t = c_1 + (1/2) \sum_{i=1}^{m-1} G_i (E_t infl_{t+i} + infl_{t-i}) + \gamma y_t + \text{résidu}_t$$

$$G_1 \equiv 1 - \sum_{i=2}^{m-1} G_i$$

<i>m</i>	γ	G_2	G_3	G_4	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)							
2	0,121 (0,040)				0,016	0,055	1,00
3	0,115 (0,041)	-0,086 (0,139)			0,019	0,064	1,00
4	0,125 (0,042)	-0,196 (0,179)	0,143 (0,146)		0,019	0,056	1,00
5	0,122 (0,043)	-0,197 (0,180)	0,135 (0,189)	0,007 (0,142)	0,020	0,059	1,00
États-Unis — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)							
2	0,113 (0,040)				0,012	0,050	1,01
3	0,115 (0,041)	0,025 (0,136)			0,013	0,050	1,01
4	0,125 (0,042)	-0,105 (0,168)	0,188 (0,143)		0,018	0,061	1,01
5	0,131 (0,039)	-0,125 (0,169)	0,099 (0,176)	0,118 (0,135)	0,062	0,188	1,01
Canada — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)							
2	0,444 (0,226)				0,610	0,891	2,24
3	0,504 (0,229)	0,241 (0,261)			0,470	0,831	2,25
4	0,499 (0,227)	0,050 (0,297)	0,396 (0,305)		0,311	0,687	2,23
5	0,540 (0,226)	0,023 (0,294)	0,149 (0,347)	0,424 (0,293)	0,278	0,590	2,21
Canada — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)							
2	0,420 (0,228)				0,584	0,881	2,26
3	0,492 (0,230)	0,263 (0,259)			0,420	0,801	2,26
4	0,484 (0,227)	0,054 (0,292)	0,446 (0,304)		0,255	0,616	2,23
5	0,526 (0,224)	0,014 (0,288)	0,183 (0,339)	0,476 (0,291)	0,174	0,426	2,19

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique Q pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

Tableau 6
Résultats de l'estimation des modèles à anticipations rationnelles
avec frictions dans l'ajustement des prix

$$infl_t = c_1 + \gamma y_1 + \left(1 - G_2(1 - \beta) - G_3(1 - \beta^2) - G_4(1 - \beta^3)\right) \beta E_t infl_{t+1} \\ + (G_2 + G_3\beta + G_4\beta^2) \beta^2 E_t infl_{t+2} + (G_3 + G_4\beta) \beta^3 E_t infl_{t+3} + G_4\beta^4 E_t infl_{t+4} \\ - (G_2 + G_3 + G_4) infl_{t-1} - (G_3 + G_4) infl_{t-2} - G_4 infl_{t-3} + \text{résidu}_t$$

<i>m</i>	γ	β	G_2	G_3	G_4	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)								
3	0,141 (0,040)	0,720 (0,262)	-0,500 (0,056)			0,028	0,127	0,98
4	0,152 (0,042)	0,726 (0,266)	-0,384 (0,155)	-0,058 (0,074)		0,025	0,120	0,98
5	0,175 (0,044)	0,938 (0,069)	-0,412 (0,146)	0,253 (0,147)	-0,206 (0,082)	0,014	0,027	0,96
États-Unis — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)								
3	0,120 (0,040)	0,622 (0,278)	-0,465 (0,067)			0,011	0,045	1,00
4	0,128 (0,041)	0,602 (0,270)	-0,317 (0,143)	-0,088 (0,074)		0,008	0,041	1,00
5	0,154 (0,041)	0,601 (0,246)	-0,406 (0,150)	0,250 (0,147)	-0,212 (0,082)	0,011	0,038	0,98
Canada — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)								
3	0,573 (0,221)	0,215 (0,257)	-0,191 (0,165)			0,690	0,911	2,11
4	0,589 (0,222)	0,393 (0,371)	-0,345 (0,244)	0,161 (0,175)		0,706	0,885	2,11
5	0,707 (0,217)	0,932 (0,060)	-0,269 (0,231)	-0,043 (0,249)	0,368 (0,173)	0,386	0,441	2,06
Canada — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)								
3	0,586 (0,214)	-0,057 (0,255)	-0,141 (0,162)			0,695	0,943	2,03
4	0,601 (0,215)	0,079 (0,339)	-0,299 (0,234)	0,159 (0,174)		0,812	0,958	2,03
5	0,734 (0,219)	0,859 (0,137)	-0,252 (0,228)	-0,007 (0,246)	0,325 (0,182)	0,586	0,608	2,06

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique Q pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

de leurs coefficients étant assujettie aux contraintes dictées par la théorie). Bien que les résultats de cette estimation ne soient pas fournis ici, l'adéquation statistique du schéma de Taylor où intervient seulement l'écart de production contemporain est similaire à celle du modèle qui suppose des frictions dans l'ajustement des prix¹⁸.

Par rapport au schéma de Taylor, le modèle avec frictions offre l'avantage de ne pas obliger les coefficients G_i à être positifs. Par exemple, si le polynôme des frictions s'applique aux variations de l'inflation, $v(L)$ est alors proportionnel à $(1-L)^2 = 1 - 2L + L^2$ et la valeur théorique de G_2 est $-1/3$ pour $\beta = 1$. Étant donné les valeurs négatives obtenues pour les coefficients G_i estimés à partir des données américaines, l'hypothèse relative à la présence de frictions dans l'ajustement des prix semble constituer une interprétation plus plausible des résultats.

Les résultats obtenus à partir de données canadiennes militent pour le modèle avec frictions lorsque $m = 3$, mais pour le schéma de Taylor quand $m = 5$. Lorsque $m = 3$, ils conduisent au rejet de la contrainte unitaire implicite sur β dans le schéma de Taylor. Cependant, lorsque $m = 5$, la valeur estimée de β n'est pas significativement différente de l'unité et l'ajout de valeurs passées et futures de l'écart de production a pour effet de réduire l'écart-type du schéma de Taylor relativement à celui du modèle avec frictions, même si ce dernier décrit raisonnablement bien les données.

La dernière spécification estimée suppose l'existence de frictions dans l'ajustement de l'inflation. Elle ressemble au schéma à contrats échelonnés de Fuhrer et Moore, sauf que le coefficient β est estimé librement. Comme les résultats de l'estimation l'indiquent au Tableau 7, les écarts-types sont très similaires à ceux figurant au Tableau 5. Cela n'est pas surprenant du fait que l'hypothèse nulle $\beta = 1$ n'est généralement pas rejetée. Une différence notable dans le cas des États-Unis est la disparition à peu près totale de l'autocorrélation des résidus pour $m = 4$ et $m = 5$ ¹⁹. Pour ce qui est des données canadiennes, en raison de l'absence de convergence des estimations pour $m > 2$, nous présentons les résultats seulement pour $m = 2$.

Tout bien considéré, les modèles qui comprennent à la fois des valeurs passées et futures de l'inflation semblent mieux rendre compte de la

18. Lorsque le modèle avec frictions est estimé sur la période plus courte, son adéquation statistique est comparable à celle du modèle purement prospectif et les coefficients des valeurs passées et futures additionnelles de l'inflation (G_2, G_3, G_4) ne sont pas significativement différents de zéro.

19. Lorsqu'il est estimé sur la période plus courte et que $m = 5$, ce modèle donne des résultats semblables à ceux obtenus à partir du schéma de Fuhrer et Moore pour les écarts de l'inflation.

Tableau 7
Résultats de l'estimation des modèles à anticipations rationnelles
avec frictions dans l'ajustement de l'inflation

$$infl_t = c_1 + \gamma y_t + \text{résidu}_t$$

$$+ [G_1(\beta E_t infl_{t+1} + infl_{t-1}) + G_2(\beta^2 E_t infl_{t+2} + infl_{t-2})] / [1 + G_1\beta + G_2\beta^2 + G_3\beta^3 + G_4\beta^4]$$

$$+ [G_3(\beta^3 E_t infl_{t+3} + infl_{t-3}) + G_4(\beta^4 E_t infl_{t+4} + infl_{t-4})] / [1 + G_1\beta + G_2\beta^2 + G_3\beta^3 + G_4\beta^4]$$

$$G_1 \equiv 1 - \sum_{i=2}^{m-1} G_i$$

<i>m</i>	γ	β	G_2	G_3	G_4	Q(4)	Q(8)	E.T.R.
États-Unis — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)								
2	0,120 (0,041)	0,928 (0,294)				0,020	0,076	1,00
3	0,118 (0,041)	1,887 (0,645)	-0,221 (0,087)			0,008	0,021	1,00
4	0,137 (0,042)	0,688 (0,210)	-0,142 (0,162)	0,249 (0,130)		0,103	0,312	1,00
5	0,145 (0,044)	0,650 (0,201)	-0,133 (0,157)	0,173 (0,157)	0,109 (0,130)	0,330	0,683	1,00
États-Unis — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)								
2	0,116 (0,041)	1,192 (0,346)				0,009	0,026	1,01
3	0,119 (0,041)	2,070 (0,735)	-0,166 (0,074)			0,004	0,009	1,01
4	0,130 (0,042)	0,823 (0,191)	-0,077 (0,159)	0,248 (0,134)		0,041	0,149	1,01
5	0,144 (0,043)	0,741 (0,160)	-0,074 (0,149)	0,122 (0,150)	0,207 (0,124)	0,604	0,876	1,00
Canada — Inflation ($infl_t \equiv \pi_t$)								
2	0,533 (0,233)	2,819 (2,511)				0,468	0,803	2,22
Canada — Écarts de l'inflation ($infl_t \equiv \hat{\pi}_t$)								
2	0,521 (0,236)	3,042 (2,873)				0,415	0,760	2,23

Nota : L'écart-type des coefficients estimés figure entre parenthèses. Les colonnes Q(4) et Q(8) indiquent le degré de signification de la statistique Q pour l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 4 et 8, respectivement. L'écart-type de la régression (E.T.R.) est présenté dans la colonne de droite.

dynamique de l'inflation que les modèles purement prospectifs. De plus, la présence de valeurs passées et futures de l'écart de production dans le schéma de Taylor aide à expliquer le comportement de l'inflation. Cependant, aucun des modèles examinés ne l'emporte clairement. Les résultats de l'estimation du modèle hybride concernant le comportement adaptatif d'une partie des agents sont contradictoires. Dans le cas des données américaines, les valeurs estimées des coefficients du modèle de Taylor ne sont pas supérieures à zéro, contrairement à l'hypothèse voulant qu'une partie des contrats soit renégociée chaque période, et les résidus sont autocorrélés tant dans ce modèle que dans celui qui suppose des frictions dans l'ajustement des prix. Le modèle de Fuhrer et Moore et le modèle avec frictions dans l'ajustement de l'inflation sont ceux qui donnent les meilleurs résultats. Lorsque m est élevé, les résidus de ces modèles sont très peu corrélés entre eux, et les coefficients estimés ne contredisent pas la théorie, même si les écarts-types sont un peu plus importants dans ces modèles que dans certains autres²⁰.

Les modèles les plus prometteurs dans le cas des données canadiennes semblent être celui de Taylor et le modèle avec frictions dans l'ajustement des prix pour $m = 5$; le modèle de Taylor produit les écarts-types les plus faibles. La statistique Q ne révèle aucune autocorrélation des résidus dans ces deux spécifications. Les contraintes imposées par le schéma à contrats échelonnés de Fuhrer et Moore et le modèle avec frictions dans l'ajustement de l'inflation ne semblent pas validées par les données canadiennes, puisque les écarts-types obtenus pour ces modèles dépassent d'environ 5 % ceux des modèles hybrides et de 10 % ceux du modèle de Taylor et du modèle avec frictions dans l'ajustement des prix.

L'information supplémentaire fournie par les valeurs passées et futures de l'écart de production (dont les coefficients sont assujettis à des contraintes) dans le modèle de Taylor donne à penser que l'on pourrait obtenir de meilleurs résultats si le polynôme des frictions était défini autrement. Le polynôme des coûts d'ajustement pourrait être généralisé pour tenir compte du coût de modification du rythme de production, au moyen par exemple du modèle vectoriel à correction rationnelle des erreurs élaboré par Kozicki et Tinsley (1999a). Le schéma de détermination des prix décrit par McCallum et Nelson (1999) peut être considéré comme une variante contrainte de ce type de modèle. Dans le schéma de McCallum et Nelson, les écarts des prix par rapport à leur niveau optimal en l'absence de frictions sont attribuables à des coûts quadratiques engendrés non pas par l'ajustement des prix, mais par celui de la production.

20. Il en est ainsi également pour la période d'estimation plus courte.

3 Implications pour la politique monétaire

Les résultats de la section précédente comportent plusieurs leçons pour les responsables de la politique monétaire. D'abord, les variations passées du point d'ancrage nominal des anticipations contredisent la théorie selon laquelle il existe un arbitrage à long terme entre l'inflation et l'activité économique. Ensuite, le recours accru à des modèles macroéconomiques structurels devrait réduire la probabilité qu'une faible persistance de l'inflation soit interprétée à tort comme un indice de l'existence d'un tel arbitrage. Enfin, nos résultats incitent à croire que la mise en place d'un régime explicite de cibles d'inflation au Canada a accru la crédibilité de l'objectif de faible inflation.

Une partie de la persistance de l'inflation au Canada et aux États-Unis peut s'expliquer par les déplacements passés du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme. Dans ces deux pays, cette persistance diminue lorsque les effets des déplacements du point d'ancrage nominal sont pris en compte. En outre, elle a été quasi nulle durant la décennie 1990, caractérisée par un niveau d'inflation relativement faible et stable. Les études empiriques montrant que le point d'ancrage nominal n'a pas été constant vont dans le sens des critiques formulées par Friedman (1968) et Phelps (1967) au sujet des représentations de la courbe de Phillips décrivant un arbitrage à long terme entre l'inflation et l'activité économique. Le fait que le point d'ancrage nominal s'est modifié par le passé devrait alerter les autorités du risque qu'il varie à nouveau si les mesures de politique monétaire ne continuent pas à favoriser le maintien d'une inflation faible et stable. En d'autres termes, comme Cogley et Sargent (2001) et Taylor (1998) l'ont souligné, maintenant que la persistance de l'inflation a diminué, il ne faudrait pas pour autant recommencer à croire en l'existence d'un arbitrage à long terme entre l'inflation et l'activité économique.

Un facteur qui devrait contribuer à réduire la probabilité d'un retour de la croyance en un arbitrage à long terme entre l'inflation et la production est l'utilisation accrue des modèles macroéconomiques structurels aux fins de l'analyse des politiques économiques. Bien sûr, tous les modèles ne sont pas structurels et certains modèles structurels reposent sur des hypothèses irréalistes. Comme nous l'avons déjà signalé, les modèles purement prospectifs ne réussissent généralement pas à expliquer la persistance de l'inflation. En modifiant les hypothèses postulées en matière d'établissement des prix de façon à faire intervenir davantage de valeurs passées et futures de l'inflation, on améliore la capacité du modèle à rendre compte de la persistance de l'inflation. Certains ont déjà modifié en conséquence leurs modèles de politique macroéconomique dans l'espoir d'en accroître le pouvoir explicatif.

Toutefois, seuls quelques modèles autorisent des déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme²¹. Les modèles qui excluent ces déplacements reposent sur une hypothèse forte, à savoir que les objectifs de la politique monétaire sont parfaitement connus et crédibles, et qu'ils ne changent pas. Nos résultats empiriques donnent au contraire à penser que le point d'ancrage nominal s'est modifié et que la politique monétaire n'a pas toujours été entièrement crédible. La prise en compte de la possibilité de variations du point d'ancrage et d'une crédibilité imparfaite de la politique monétaire permettrait d'améliorer de façon importante les modèles servant à évaluer les politiques monétaires.

D'après les résultats empiriques, les points d'ancrage nominaux ont varié à la fois au Canada et aux États-Unis, mais ils n'ont pas évolué de la même façon dans les deux pays au cours des années 1990. Depuis 1995, les taux d'inflation anticipés à long terme au Canada ont diminué pour s'établir près du point médian de la fourchette cible de maîtrise de l'inflation, qui est également voisin de la tendance centrale de l'inflation. Aux États-Unis, par contre, les taux d'inflation attendus à long terme ont généralement été supérieurs au taux observé, même si l'inflation a été relativement faible et stable pendant la majeure partie des années 1990. L'annonce d'une fourchette cible pour l'inflation au Canada a contribué à réduire l'incertitude du public à l'égard de l'objectif de la politique monétaire concernant l'inflation. La crédibilité de la cible d'inflation s'est vraisemblablement accrue assez rapidement, les mesures de politique monétaire prises par la suite ayant été jugées compatibles avec le régime de cibles d'inflation.

Conclusions

La présente étude a examiné quatre sources possibles de persistance de l'inflation : comportements non rationnels, échelonnement des contrats, frictions dans l'ajustement des prix et déplacements du point d'ancrage des anticipations d'inflation à long terme. Nos résultats empiriques indiquent que les déplacements du point d'ancrage des anticipations à long terme ont fortement contribué à la persistance observée de l'inflation américaine et canadienne. Il semble toutefois que ces déplacements n'expliquent pas la totalité de la persistance de l'inflation. Les modèles de l'inflation et des écarts de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal qui comportent des valeurs passées et futures additionnelles expliquent mieux l'évolution passée de l'inflation que les modèles purement prospectifs. Il est intéressant de noter que les modèles structurels reposant sur l'existence de contrats

21. Le modèle FRB/US du Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale des États-Unis constitue une exception (Brayton, Levin, Tryon et Williams, 1997).

échelonnés ou de frictions dans l'ajustement des prix rendent mieux compte de la dynamique de l'inflation que les modèles hybrides où une partie des agents ont des anticipations non rationnelles.

Nos résultats empiriques portent aussi à croire que le comportement passé de l'inflation s'est caractérisé par des variations du point d'ancrage nominal, une crédibilité imparfaite de la politique monétaire et une certaine persistance. Il est vrai que de nombreux modèles de politique macroéconomique supposent une certaine forme de rigidité de l'inflation, mais rares sont ceux qui permettent des déplacements du point d'ancrage nominal et une crédibilité imparfaite de la politique monétaire. Ces caractéristiques sont importantes, en particulier pour les modèles devant servir à l'analyse de la politique monétaire, et nous espérons qu'elles seront intégrées à la prochaine génération de modèles de politique macroéconomique.

Annexe

La nouvelle courbe de Phillips keynésienne décrite ici intègre un taux d'inflation d'équilibre non nul. Des courbes semblables sont élaborées dans Ascari (2002) ainsi que Bakhshi, Burriel-Llombart, Khan et Rudolf (2002). La représentation de l'inflation qui suit est conforme à celle de Bakhshi et coll., qui font l'hypothèse d'un marché commun des facteurs.

Un détaillant combine les produits différenciés d'un continuum d'entreprises en situation de concurrence monopolistique, $Y_{i,t}$, en un produit composite, Y_t , ayant une élasticité-prix de la demande θ :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}. \quad (\text{A1})$$

Le détaillant vend ce produit composite directement aux ménages. La maximisation du profit du détaillant implique que la demande du détaillant pour le produit de l'entreprise i est

$$Y_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{P_t} \right]^{-\theta} Y_t, \quad (\text{A2})$$

où $P_{i,t}$ est le prix du produit de l'entreprise i et P_t est l'indice global des prix à la période t , qui est défini de la façon suivante :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (\text{A3})$$

En l'absence de contraintes sur l'ajustement des prix, chaque entreprise choisit le prix optimal, $P_{i,t}^*$, qui maximise les profits réels de la période en cours, $\Pi_{i,t}$, où

$$\Pi_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{P_t} - \frac{W_t}{P_t Z_t} \right] \left[\frac{P_{i,t}}{P_t} \right]^{-\theta} Y_t. \quad (\text{A4})$$

W_t est le salaire nominal payé aux travailleurs et Z_t est le progrès technique qui accroît l'efficacité du facteur travail. La maximisation du profit signifie que le prix relatif optimal, $(P_{i,t}/P_t)^*$, est déterminé comme suit :

$$\left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^* = \mu \frac{W_t}{P_t Z_t}, \quad (\text{A5})$$

où $\mu = (1 - 1/\theta)^{-1}$ est le taux de marge et $W_t/(P_t Z_t)$ est le coût marginal réel.

Selon le schéma de Calvo (1983), l'ajustement des prix est assujéti à des contraintes. La probabilité qu'une entreprise donnée modifie ses prix au cours d'une période donnée est $(1 - \lambda)$. Les entreprises utilisent la règle suivante pour choisir leur nouveau prix optimal :

$$P_{r,t} = \underset{\{P_{i,t}\}}{\arg \max} \left\{ E_t (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j R_{t,t+j} \left[\frac{P_{i,t}}{P_{t+j}} - \frac{W_{t+j}}{P_{t+j} Z_{t+j}} \right] \left[\frac{P_{i,t}}{P_{t+j}} \right]^{-\theta} Y_{t+j} \right\}, \quad (\text{A6})$$

où $R_{t,t+j}$ est le taux d'actualisation pour la période j . Après manipulation algébrique, il est facile de montrer que le nouveau prix relatif optimal, $P_{r,t}/P_t$, vérifie

$$\frac{P_{r,t}}{P_t} = \sum_{j=0}^{\infty} w_{jt} \left(\frac{P_{i,t+j}}{P_{t+j}} \right)^* \prod_{k=1}^j \Pi_{t+k}, \quad (\text{A7})$$

où $\Pi_{t+k} = P_{t+k}/P_{t+k-1}$ est le taux d'inflation brut entre les périodes $t+k-1$ et $t+k$ et où les facteurs de pondération peuvent s'exprimer simplement ainsi :

$$w_{jt} = \frac{(\lambda\beta)^j \left(\prod_{k=1}^j \Pi_{t+k} \right)^{\theta-1}}{\sum_{j=0}^{\infty} (\lambda\beta)^j \left(\prod_{k=1}^j \Pi_{t+k} \right)^{\theta-1}} \quad (\text{A8})$$

selon certaines hypothèses additionnelles¹.

1. Cette simplification commode est possible si l'on suppose que le taux d'actualisation, $R_{t,t+j}$, est égal à $\beta u'(C_{t+j})/u'(C_t)$, où $u'(C)$ est l'utilité marginale de la consommation et β est le facteur d'actualisation de l'utilité, que les ménages maximisent leur utilité actualisée lorsque $u(C) = \log(C)$ et que la consommation est égale à l'offre de produits composites à l'équilibre.

En présence de contraintes à la Calvo sur l'ajustement des prix, l'indice global des prix évolue comme suit :

$$P_t = \left[\lambda P_{t-1}^{1-\theta} + (1-\lambda) P_{r,t}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (\text{A9})$$

En réagencant les termes de cette expression, on peut relier le nouveau prix relatif optimal au taux d'inflation global :

$$\frac{P_{r,t}}{P_t} = \left[\frac{1 - \lambda \Pi_t^{\theta-1}}{1 - \lambda} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (\text{A10})$$

Le nouveau prix relatif optimal sera d'autant plus élevé que le taux d'inflation augmente. Intuitivement, on conçoit qu'une entreprise fixe ses prix à un niveau supérieur à celui où se situe l'ensemble des prix à la période t du fait qu'elle ne les rajustera peut-être pas pour plusieurs périodes, et ce, même si le niveau général des prix continue de s'élever.

Afin de permettre au taux d'inflation d'équilibre d'être non nul, les équations (A10) et (A7) ont été linéarisées en fonction des écarts en pourcentage de $(P_{r,t}/P_t)$, de $(P_{i,t}/P_t)^*$ et de Π_t par rapport à leur valeur d'équilibre. Si $\bar{\pi}$ désigne le taux d'inflation d'équilibre, $1 + \bar{\pi}$ est le taux d'inflation brut d'équilibre. Suivant l'équation (1), l'écart en pourcentage de $(P_{i,t}/P_t)^*$ par rapport à son niveau d'équilibre peut aussi être relié à l'écart en pourcentage de Y_t par rapport à son niveau d'équilibre, comme dans McCallum et Nelson (1999) ainsi que dans Kozicki et Tinsley (2002). Si $\hat{\pi}_t$ représente l'écart en pourcentage de l'inflation brute par rapport à $1 + \bar{\pi}$, que y_t désigne l'écart en pourcentage de la production, Y_t , par rapport au potentiel et que γ^* est le facteur de proportionnalité entre les écarts en pourcentage de $(P_{i,t}/P_t)^*$ par rapport à son niveau d'équilibre et y_t , le processus d'inflation peut s'écrire ainsi :

$$\hat{\pi}_t = b E_t \hat{\pi}_{t+1} + g y_t + c (1 - \lambda \beta (1 + \bar{\pi})^{\theta-1}) \sum_{j=1}^{\infty} \left(\lambda \beta (1 + \bar{\pi})^{\theta-1} \right)^j \sum_{k=1}^j E_t \hat{\pi}_{t+1+k} + \varepsilon_t^*, \quad (\text{A11})$$

où

$$\begin{aligned}
 b &= \beta \left[\lambda(1 + \bar{\pi})^\theta + \left(1 - \lambda(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right) \left(\theta(1 + \bar{\pi}) + (1 - \theta)\right) \right] \\
 c &= \beta \bar{\pi}(\theta - 1) \left(1 - \lambda(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right) \\
 g &= \left[\gamma^* \left(1 - \lambda(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right) \left(1 - \beta \lambda(1 + \bar{\pi})^\theta\right) \right] / \left[\lambda(1 + \bar{\pi})^{\theta-1} \right] \quad (\text{A12})
 \end{aligned}$$

sont des fonctions non linéaires des paramètres structurels β , $\bar{\pi}$, θ et λ , et où ε_t^* est un terme d'erreur. Si le taux d'inflation d'équilibre est positif, $\bar{\pi}$ est supérieur à zéro. Si le taux d'inflation d'équilibre est égal à zéro, le modèle se ramène au modèle de base (équation [1]), pour $b = \beta$, $c = 0$ et $g = \gamma^*(1 - \lambda)(1 - \beta\lambda)/\lambda \equiv \gamma^2$.

Le Tableau A1 montre les coefficients estimés pour diverses valeurs des paramètres structurels. Les valeurs de β et de λ se situent dans la fourchette des estimations obtenues par Galí et Gertler (1999). Les valeurs de $\bar{\pi}$ égales à 0,01 et à 0,005 correspondent respectivement à des taux d'inflation annuels d'équilibre d'environ 4 % et 2 %. Les valeurs de θ s'établissent dans la plage des valeurs évoquées dans la littérature; des valeurs de θ égales à 11, à 5 et à 2,67 correspondent respectivement à des taux de marge (μ) de 1,10, de 1,25 et de 1,60. Basu et Fernald (1997) estiment que le taux de marge moyen est de 1,16 pour l'ensemble du secteur privé, alors que Cooper et Haltiwanger (2000) l'estiment à 1,27 pour le secteur de la fabrication. Domowitz, Hubbard et Petersen (1988) évaluent le taux de marge à 1,58. Dans une étude sur le prix des revues, Willis (2000) obtient une estimation de 1,75 pour le taux de marge. D'après les calculs de Hall (1988), le taux de marge dépasserait 2. Plus le taux de marge est élevé, plus la valeur de θ diminue (et plus les écarts entre b et β , entre g/γ^* et γ/γ^* et entre c et zéro se rétrécissent). Comme nous l'avons déjà fait remarquer, plus le point d'ancrage des anticipations d'inflation s'approche de zéro, plus les coefficients convergent vers ceux de l'équation de base. Les valeurs des coefficients dans le cas limite sont indiquées dans la première rangée du Tableau.

L'équation (2) est une expression approchée de l'équation (A11). L'équation (A11) comprend un terme de plus, qui englobe la somme actualisée des

2. Lorsque $\bar{\pi} = 0$, l'expression mathématique de g/γ^* équivaut à celle notamment obtenue par Galí et Gertler (1999).

Tableau A1
Valeurs estimées des coefficients du modèle de base
et du modèle approché

θ	β	λ	$\bar{\pi}$	b	g/γ^*	γ/γ^*	c	Coeff. de $\hat{\pi}_{t-1}$		
								$\rho = 0,9$	$\rho = 0,5$	$\rho = 0,5$
			0	β	γ/γ^*		0	0	0	
11	1	0,8	0,01	1,022	0,014	0,050	0,0116	0,041	0,005	
11	1	0,8	0,005	1,013	0,029	0,050	0,0080	0,022	0,003	
11	1	0,75	0,01	1,027	0,034	0,083	0,0172	0,045	0,006	
11	1	0,75	0,005	1,016	0,056	0,083	0,0106	0,023	0,003	
11	0,8	0,8	0,01	0,817	0,038	0,090	0,0093	0,015	0,003	
11	0,8	0,8	0,005	0,810	0,061	0,090	0,0064	0,009	0,002	
11	0,8	0,75	0,01	0,822	0,069	0,133	0,0137	0,018	0,003	
11	0,8	0,75	0,005	0,813	0,098	0,133	0,0085	0,010	0,002	
5	1	0,8	0,01	1,017	0,032	0,050	0,0067	0,018	0,002	
5	1	0,8	0,005	1,009	0,041	0,050	0,0037	0,009	0,001	
5	1	0,75	0,01	1,019	0,060	0,083	0,0088	0,019	0,003	
5	1	0,75	0,005	1,010	0,071	0,083	0,0047	0,009	0,002	
5	0,8	0,8	0,01	0,813	0,066	0,090	0,0054	0,007	0,001	
5	0,8	0,8	0,005	0,807	0,078	0,090	0,0029	0,004	0,001	
5	0,8	0,75	0,01	0,815	0,104	0,133	0,0070	0,008	0,002	
5	0,8	0,75	0,005	0,808	0,118	0,133	0,0038	0,004	0,001	
2,67	1	0,8	0,01	1,013	0,041	0,050	0,0031	0,008	0,001	
2,67	1	0,8	0,005	1,007	0,045	0,050	0,0016	0,004	0,001	
2,67	1	0,75	0,01	1,014	0,072	0,083	0,0040	0,008	0,001	
2,67	1	0,75	0,005	1,007	0,077	0,083	0,0020	0,004	0,001	
2,67	0,8	0,8	0,01	0,811	0,079	0,090	0,0025	0,003	0,001	
2,67	0,8	0,8	0,005	0,805	0,084	0,090	0,0013	0,002	0,000	
2,67	0,8	0,75	0,01	0,811	0,120	0,133	0,0032	0,004	0,001	
2,67	0,8	0,75	0,005	0,806	0,126	0,133	0,0016	0,002	0,000	

écarts de l'inflation anticipée. L'analyse présentée dans le corps du texte se fonde sur l'équation (2), plus simple, car la somme actualisée des écarts de l'inflation anticipée est vraisemblablement peu pertinente sur le plan empirique. Toutefois, la pertinence de ce terme dépend aussi du degré de persistance de l'inflation. Cette relation peut s'expliquer intuitivement en remplaçant, dans la somme actualisée, l'inflation anticipée par les prévisions établies à partir du modèle simple de forme réduite suivant : $E_t \hat{\pi}_{t+k} = \rho^{k+1} \hat{\pi}_{t-1}$. Dans ce cas, la somme actualisée se ramène à

$$\begin{aligned} & \left(1 - \lambda\beta(1 + \pi)^{\theta-1}\right) \sum_{j=1}^{\infty} \left(\lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right)^j \sum_{k=1}^j E_t \hat{\pi}_{t+1+k} \\ &= \left[\left(1 - \lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right) \sum_{j=1}^{\infty} \left(\lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}\right)^j \rho^{\frac{2(1-\rho^j)}{(1-\rho)}} \right] \hat{\pi}_{t-1} \end{aligned}$$

$$= \lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1} \frac{\rho^2}{(1-\rho)} \left[1 - \frac{\rho(1 - \lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1})}{1 - \lambda\beta\rho(1 + \bar{\pi})^{\theta-1}} \right] \hat{\pi}_{t-1}. \quad (\text{A13})$$

Comme le montre le Tableau A1, pour divers degrés de persistance de l'inflation, le coefficient de ce terme (à la colonne « Coeff. de $\hat{\pi}_{t-1}$ ») est de deux à trois ordres de grandeur inférieur au coefficient de l'inflation anticipée (à la colonne b). La somme actualisée des écarts est donc incorporée au terme d'erreur dans l'équation (2),

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^* + c \left(1 - \lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1} \right) \sum_{j=1}^{\infty} \left(\lambda\beta(1 + \bar{\pi})^{\theta-1} \right)^j \sum_{k=1}^j E_t \hat{\pi}_{t+1+k}. \quad (\text{A14})$$

Suivant cette expression approchée, le terme d'erreur ε_t de l'équation (2) est corrélé avec les variables explicatives. Les méthodes d'estimation qui ne tiennent pas compte de cette corrélation produisent des coefficients biaisés. Toutefois, ce biais est généralement peu important lorsque c est petit.

Bibliographie

- Ascari, G. (2002). « Staggered Price and Trend Inflation: Some Nuisances », congrès annuel de la Royal Economic Society, 2002.
- Bakhshi, H., P. Burriel-Llombart, H. Khan et B. Rudolf (2002). « Endogenous Price Stickiness, Trend Inflation, and the New Keynesian Phillips Curve », photocopie.
- Ball, L. (2000). « Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes », document de travail n° 7988, National Bureau of Economic Research.
- Bartley, R. L. (2002). « Meanderings on Money: You Can't Count on Heroics at the Fed to Give You Growth ». *WSJ.com Opinion Journal from the Wall Street Journal Editorial Page*, 20 mai 2002. Page consultée le 29 octobre 2002 à l'adresse <http://www.opinionjournal.com/columnists/rbartley/?id=110001731>.
- Basu, S., et J. G. Fernald (1997). « Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications », *The Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 2, p. 249-283.
- Beaudry, P., et M. Doyle (2001). « Qu'est-il arrivé à la courbe de Phillips au Canada dans les années 1990? ». In : *La stabilité des prix et la cible à long terme de la politique monétaire*, actes d'un séminaire tenu à la Banque du Canada, juin 2000, Ottawa, Banque du Canada, p. 61-95.
- Blinder, A. S., E. R. D. Canetti, D. E. Lebow et J. B. Rudd (1998). *Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*, New York, Russell Sage Foundation.
- Brayton, F., A. Levin, R. Tryon et J. C. Williams (1997). *The Evolution of Macro Models at the Federal Reserve Board*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, « Finance and Economics Discussion Series », n° 1997-29.
- Broadus, J. A., Jr. (2002). « An Update on the Economy and Monetary Policy », allocution prononcée devant la Washington Association of Money Managers, Hotel Embassy Row, Washington, 5 juin 2002.
- Buiter, W. H., et I. Jewitt (1981). « Staggered Wage Setting with Real Wage Relativities: Variations on a Theme of Taylor », *The Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 49, n° 3, p. 211-228.
- Calvo, G. A. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Calvo, G. A., O. Celasun et M. Kumhof (2000). « A Theory of Rational Inflationary Inertia », photocopie.

- Carroll, C. D. (2001). « The Epidemiology of Macroeconomic Expectations », document de travail n° 8695, National Bureau of Economic Research.
- Chadha, B., P. R. Masson et G. Meredith (1992). « Models of Inflation and the Costs of Disinflation », *IMF Staff Papers*, vol. 39, n° 3, p. 395-431.
- Cogley, T., et T. J. Sargent (2001). « Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 16, n° 1, p. 331-373.
- Cooper, R. W., et J. C. Haltiwanger (2000). « On the Nature of Capital Adjustment Costs », document de travail n° 7925, National Bureau of Economic Research.
- Domowitz, I., R. G. Hubbard et B. C. Petersen (1988). « Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing », *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 1, p. 55-66.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson et A. T. Levin (2000). « Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts », *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, n° 2, p. 281-313.
- Friedman, M. (1968). « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, vol. 58, n° 1, p. 1-17.
- Fuhrer, J. (1997). « The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, n° 3, p. 338-350.
- (2001). Commentaire relatif à l'étude intitulée « Qu'est-il arrivé à la courbe de Phillips au Canada dans les années 1990? », de P. Beaudry et M. Doyle. In : *La stabilité des prix et la cible à long terme de la politique monétaire*, actes d'un séminaire tenu à la Banque du Canada, juin 2000, Ottawa, Banque du Canada, p. 102-111.
- Fuhrer, J., et G. Moore (1995). « Inflation Persistence », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n° 1, p. 127-159.
- Galí, J., et M. Gertler (1999). « Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, p. 195-222.
- Guerrieri, L. (2002). *The Inflation Persistence of Staggered Contracts*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « International Finance Discussion Papers », n° 734.
- Hall, R. E. (1988). « The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry », *The Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 5, p. 921-947.
- Hendry, D. F., et A. J. Neale (1991). « A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots ». In : *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting*, sous la direction de P. Hackl et A. H. Westlund, New York, Springer-Verlag, p. 95-119.

- Hostland, D. (1995). « Changes in the Inflation Process in Canada: Evidence and Implications », document de travail n° 95-5, Banque du Canada.
- The Inner City Reporter's Federal Reserve Beat*. Page consultée le 29 octobre 2002 à l'adresse <http://www.innercitypress.org/frreport.html>.
- Kara, A., et E. Nelson (2002). *The Exchange Rate and Inflation in the UK*, Banque d'Angleterre, coll. « External MPC Unit Discussion Papers », n° 11.
- Khan, H., et Z. Zhu (2002). « Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States, Canada, and the United Kingdom », document de travail n° 2002-19, Banque du Canada.
- King, R. G., et A. L. Wolman (1999). « What Should the Monetary Authority Do When Prices Are Sticky? ». In : *Monetary Policy Rules*, sous la direction de J. B. Taylor, Chicago, University of Chicago Press, p. 349-398.
- Kozicki, S. (2001). « Why Do Central Banks Monitor So Many Inflation Indicators? », *Economic Review*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, vol. 86, n° 3, p. 5-42.
- Kozicki, S., et P. A. Tinsley (1998). « Moving Endpoints and the Internal Consistency of Agents' Ex Ante Forecasts », *Computational Economics*, vol. 11, n°s 1-2, p. 21-40.
- (1999a). « Vector Rational Error Correction », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 23, n°s 9-10, p. 1299-1327.
- (1999b). « Permanent and Transitory Policy Shocks in a VAR with Asymmetric Information », Banque fédérale de réserve de Kansas City, photocopie.
- (2001a). « Term Structure Views of Monetary Policy under Alternative Models of Agent Expectations », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, n°s 1-2, p. 149-184.
- (2001b). *What Do You Expect? Imperfect Policy Credibility and Tests of the Expectations Hypothesis*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, coll. « Research Working Papers », n° RWP 01-02.
- (2001c). « Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, n° 3, p. 613-652.
- (2002). « Dynamic Specifications in Optimizing Trend-Deviation Macro Models », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 26, n°s 9-10, p. 1585-1611.
- Laxton, D., N. Ricketts et D. Rose (1994). « Incertitude, apprentissage et crédibilité de la politique monétaire ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 195-256.

- Levin, A. T., et J. M. Piger (2002). « Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies? », document de travail n° 2002-023, Banque fédérale de réserve de St. Louis.
- Mankiw, N. G., et R. Reis (2001). « Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve », document de travail n° 8290, National Bureau of Economic Research.
- McCallum, B. T., et E. Nelson (1999). « Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, n° 3, p. 553-578.
- (2000). « Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Approach with Optimizing Agents and Sticky Prices », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 16, n° 4, p. 74-91.
- Perron, P. (1994). « Non-stationnarités et non-linéarités dans le processus d'inflation au Canada ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 267-327.
- Phelps, E. S. (1967). « Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time », *Economica*, vol. 34, n° 135, p. 254-281.
- Roberts, J. M. (1997). « Is Inflation Sticky? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, n° 2, p. 173-196.
- (1998). *Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, « Finance and Economics Discussion Series », n° 1998-43.
- (2001). *How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, « Finance and Economics Discussion Series », n° 2001-13.
- Rotemberg, J. J. (1982). « Sticky Prices in the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 6, p. 1187-1211.
- (2002). « Customer Anger at Price Increases, Time Variation in the Frequency of Price Changes and Monetary Policy », document de travail n° 9320, National Bureau of Economic Research.
- Rudebusch, G. D., et L. E. O. Svensson (1999). « Policy Rules for Inflation Targeting ». In : *Monetary Policy Rules*, sous la direction de J. B. Taylor, Chicago, University of Chicago Press, p. 203-246.
- Taylor, J. B. (1980). « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 1, p. 1-23.
- (1998). « Monetary Policy Guidelines for Employment and Inflation Stability ». In : *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, sous la direction de R. M. Solow et J. B. Taylor, Chicago, MIT Press, p. 29-54.

- Willis, J. L. (2000). *Estimation of Adjustment Costs in a Model of State-Dependent Pricing*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, coll. « Research Working Papers », n° RWP 00-07.
- (2003). « Implications of Structural Changes in the U.S. Economy for Pricing Behavior and Inflation Dynamics », *Economic Review*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, premier trimestre.
- Woodford, M. (1996). « Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability? », document de travail n° 5684, National Bureau of Economic Research.
- Yun, T. (1996). « Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, n°s 2-3, p. 345-370.
- Zbaracki, M. J., M. Ritson, D. Levy, S. Dutta et M. Bergen (2003). « Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets », photocopie.