

# La baisse du degré de persistance de l'inflation au Canada : causes et conséquences

Rhys Mendes et Stephen Murchison, département des Analyses de l'économie canadienne

- *La persistance de l'inflation, mesurée aussi bien selon l'indice de référence que selon l'IPC global, a sensiblement baissé au Canada depuis les années 1980.*
- *L'adoption de cibles d'inflation explicites en 1991 a vraisemblablement joué un rôle crucial dans la réduction observée. L'incidence d'une politique monétaire plus réactive et de la diminution de la variance de l'inflation anticipée à long terme sur l'établissement des salaires et des prix semble avoir été déterminante. Il en ressort que le degré de persistance structurelle de l'inflation serait bas au Canada.*
- *Le degré de persistance structurelle de l'inflation a d'importantes conséquences pour l'appréciation du rythme auquel il convient de ramener l'inflation au taux visé, du caractère prospectif souhaitable de la politique monétaire et des mérites respectifs des cibles d'inflation et des cibles de niveau des prix. Toutes choses égales par ailleurs, les cibles définies en fonction du niveau des prix représentent un outil de stabilisation plus efficace dans un contexte où la persistance structurelle de l'inflation est faible.*

Longworth (2002) étudie les changements survenus vers le début des années 1990 dans les propriétés dynamiques de plusieurs variables macroéconomiques importantes au Canada. Au nombre de ces changements figure tout particulièrement la réduction du niveau, de la variance et de la persistance de l'inflation mesurée par divers indicateurs, dont l'indice des prix à la consommation (IPC). Bien que chacun de ces aspects mérite d'être étudié, le présent article porte essentiellement sur la baisse du degré de persistance de l'inflation, défini ici comme la corrélation entre l'inflation contemporaine et l'inflation passée. En plus de présenter des estimations actualisées de la persistance de l'inflation, l'article examine les raisons avancées dans la littérature pour expliquer la diminution notée. Surtout, il opère une distinction entre le rôle rempli par la politique monétaire, de par son incidence sur les comportements de fixation des prix et des salaires, et l'influence des changements structurels potentiels de l'économie qui ne dépendent pas de la politique monétaire (telles les modifications de la distribution des chocs). L'article se termine par une analyse normative des avantages qu'offre une faible persistance de l'inflation pour des banques centrales dotées d'une cible d'inflation ou d'une cible fondée sur le niveau des prix.

De prime abord, il peut paraître étonnant que la Banque du Canada se soucie de la persistance de l'inflation ou de ses causes. Après tout, sa mission est de garder le taux d'inflation près du point médian de la fourchette visée. Mais pour trouver le moyen optimal de respecter son objectif de maîtrise de l'inflation, la Banque a grand intérêt à connaître le degré de persistance de l'inflation et ses sources.

Par définition, toutes choses égales par ailleurs, une variable persistante réagit plus lentement à court terme qu'une autre. Le phénomène est de même nature que la différence de maniabilité qui s'observe entre un bateau de course et un paquebot. Puisque

l'énorme masse du paquebot lui confère une force d'impulsion considérable, un changement de direction du navire demandera beaucoup de temps. Une banque centrale qui perçoit l'inflation comme une variable particulièrement persistante pour des raisons qui ne sont pas liées à la conduite de la politique monétaire doit asseoir sa politique sur une projection du taux futur de l'inflation plutôt que sur son taux actuel. Et ce, précisément parce que les mesures qu'elle prendra ne produiront tout leur effet sur l'inflation que plusieurs périodes après leur adoption.

La persistance de l'inflation (tout autant que ses causes profondes) est un sujet pertinent non seulement pour l'atteinte de la cible d'inflation actuelle, mais aussi du point de vue de la définition d'une cible idéale. Cette question est d'un intérêt certain, car la Banque est à évaluer les avantages du remplacement de son présent objectif par une cible axée sur le niveau des prix.

En dernier lieu, la persistance de l'inflation ne concerne pas que les banques centrales. Si les prix et les salaires (ou tout autre contrat établi en termes nominaux) sont indexés uniquement de façon périodique, il est utile de connaître le degré de persistance de l'inflation quand l'occasion se présente de décider du meilleur prix ou salaire. Supposons, par exemple, que l'inflation a été forte récemment et est réputée persistante. Les ménages négocieront alors des salaires nominaux élevés, puisqu'ils s'attendent à voir leur pouvoir d'achat réel s'éroder au fil du temps du fait du maintien probable d'un haut taux d'inflation. Le phénomène peut créer un cercle vicieux, dans lequel la persistance tend à se renforcer sous l'action — majeure — des anticipations. Dans notre exemple, la progression des salaires entraîne un accroissement des coûts de l'entreprise qui se trouvera partiellement répercuté par une hausse des prix. Ainsi, les prix monteront à l'avenir de manière plus marquée et prolongée.

L'article débute par une comparaison de la persistance estimée de l'inflation, mesurée selon l'IPC global et l'indice de référence, entre les années 1980-1990 et 1991-2009. Il analyse ensuite les raisons qui ont été mises en avant pour expliquer la réduction constatée, notamment les mutations structurelles de l'économie, les changements intervenus dans la distribution des chocs et l'établissement par la Banque du Canada d'une cible d'inflation crédible en 1991. Un examen des conséquences d'une faible persistance de l'inflation sur la conduite de la politique monétaire, tant en régime de cibles d'inflation qu'en régime de cibles de niveau des prix, clôt l'article.

## Retour sur les estimations de la persistance de l'inflation

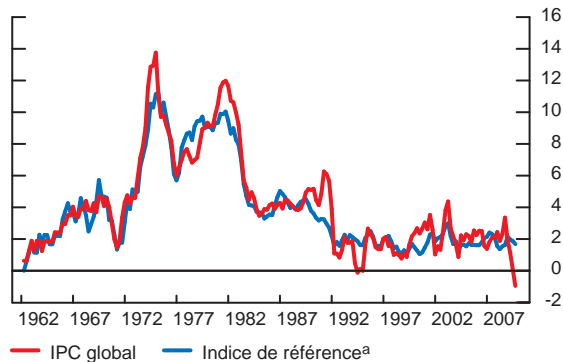
Longworth (2002) met l'accent sur les modifications observées dans la persistance de l'inflation entre les décennies 1980 et 1990. Ce découpage va de soi, puisque la Banque a adopté une cible d'inflation explicite au début des années 1990<sup>1</sup>. Outre les arguments théoriques qui éclairent le lien entre la conduite de la politique monétaire et le comportement de l'inflation, des tests statistiques formels tendent à situer l'amorce des changements dans les premières années de la décennie 1990<sup>2</sup>.

Les taux d'augmentation de l'IPC global et de l'indice de référence sont illustrés au **Graphique 1**, alors que les variations dans le degré estimé de persistance de ces deux mesures de l'inflation sont résumées au **Tableau 1**. Les estimations sont fournies tant pour les taux d'inflation calculés en glissement annuel que pour les taux trimestriels<sup>3</sup>. La persistance est définie par la corrélation entre l'inflation contemporaine et celle observée quatre trimestres auparavant, dans le cas des calculs en glissement annuel, et par la corrélation entre l'inflation contemporaine et celle en vigueur au trimestre précédent, dans le cas des taux trimestriels. L'essentiel est de retenir que le degré de persistance présenté aussi bien par l'inflation selon l'indice de référence que par l'inflation selon l'IPC global a baissé sensiblement en regard des années 1980. Au plan qualitatif, ces résultats sont analogues à ceux de Benati (2008) et de Levin, Natalucci et Piger (2004)<sup>4</sup>. Benati, en particulier, souligne combien le taux d'inflation trimestriel au Canada ne semble maintenant

- 1 Dans un communiqué commun émis avec le ministère des Finances en février 1991, la Banque du Canada annonçait l'instauration d'une cible de réduction de l'inflation. De 1982, année où elle s'est résolue à ne plus prendre pour cible l'agrégat monétaire M1, jusqu'à 1990, la Banque a été « à la recherche d'un nouveau point d'ancrage nominal » (Thiessen, 2000).
- 2 Des reculs qualitatifs du même ordre ont été constatés dans le degré de persistance de l'inflation parmi d'autres pays qui ont adopté une cible d'inflation. Benati (2008) expose des données récentes pour le Royaume-Uni, la Suède, la Suisse et la Nouvelle-Zélande, ainsi que pour les États membres de l'Union monétaire européenne (la zone euro).
- 3 Nous utilisons aussi des données de fréquence trimestrielle afin de faciliter la comparaison avec les données artificielles tirées de TOTEM (point abordé à la prochaine section). Les statistiques présentées dans Longworth (2002) sont fondées sur des données mensuelles.
- 4 Benati (2008) obtient une estimation de -0,3 pour la somme des paramètres autorégressifs d'un modèle AR d'ordre  $p$ , tandis que, pour la plus grande racine autorégressive, Levin, Natalucci et Piger (2004) aboutissent à une valeur de -0,2 (les deux études portent sur des pays pourvus d'une cible d'inflation). Le signe négatif de ces estimations pourrait s'expliquer par une corrélation partielle de quatrième ordre apparemment négative dans les données désaisonnalisées de l'IPC.

## Graphique 1 : Indice des prix à la consommation

Taux de variation sur quatre trimestres



a. Indice excluant huit des composantes les plus volatiles de l'IPC ainsi que l'effet des modifications des impôts indirects sur les autres composantes

Source : Banque du Canada

**Tableau 1 : Corrélation entre l'inflation contemporaine et l'inflation passée**

Indicateur de l'inflation	1981T1-1990T4	1991T1-2009T3
<b>IPC global</b>		
Corrélation de la variation trimestrielle <sup>a</sup> ( $\pi_t, \pi_{t-1}$ )	0,80 <sup>b</sup>	0,14
Corrélation de la variation en glissement annuel ( $\pi_t, \pi_{t-4}$ )	0,79 <sup>b</sup>	-0,13
<b>Indice de référence</b>		
Corrélation de la variation trimestrielle <sup>a</sup> ( $\pi_t, \pi_{t-1}$ )	0,82 <sup>b</sup>	0,05
Corrélation de la variation en glissement annuel ( $\pi_t, \pi_{t-4}$ )	0,77 <sup>b</sup>	-0,04

a. Le taux d'inflation trimestriel est donné par la formule  $\pi_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ , et le taux d'inflation en glissement annuel par la formule  $\pi_t = \ln(P_t/P_{t-4})$ .

b. Estimation ponctuelle significativement différente de 0 au seuil de 1 %

plus afficher la moindre persistance. Autrement dit, en général, le taux d'inflation contemporain ne permet pas de prévoir celui de la période suivante.

## Pourquoi la persistance a-t-elle diminué?

### Sources de persistance de l'inflation

La courbe de Phillips des prix est le point de départ naturel d'une analyse de la dynamique de l'inflation. Cette courbe modélise habituellement l'inflation comme une fonction de l'inflation passée, d'un ou de plusieurs prix relatifs et d'une mesure des pressions sur la capacité de production, tel le chômage ou l'écart de production. Depuis quelques années, une variante particulière de ce modèle, la courbe de Phillips des nouveaux économistes keynésiens, est privilégiée dans

les banques centrales et universités, surtout parce qu'on peut la conceptualiser dans le langage de la théorie microéconomique<sup>5</sup>. Cette nouvelle courbe de Phillips se présente en général sous la forme suivante :

$$\pi_t = (1 - \alpha_1)\pi_t^* + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2 E_t \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_3^i cm_{t+i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

où  $\pi_t$  désigne le taux d'inflation pour le trimestre en cours;  $\pi_{t-1}$ , le taux d'inflation en vigueur au trimestre précédent;  $\pi_t^*$ , le taux d'inflation anticipé à long terme<sup>6</sup>;  $cm_{t+i}$ , le coût marginal réel<sup>7</sup> de la production à l'horizon  $i$  par rapport à son niveau moyen ou à sa valeur en régime permanent; et  $\varepsilon_t$ , un choc aléatoire. Cette dernière variable est souvent assimilée, comme c'est également le cas ici, à une mesure des variations du taux de marge que les entreprises souhaitent appliquer au coût marginal nominal. Les grandeurs  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  sont des paramètres non négatifs, normalement jugés invariants.

L'hypothèse de base de cette courbe de Phillips est que les entreprises ne modifient pas toutes leurs prix à chaque période, mais que, le moment venu, une proportion d'entre elles adoptent rationnellement un prix qui maximise le flux de profit espéré<sup>8</sup>. Puisque

5 La mesure dans laquelle la version à paramètres constants de la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens possède des assises microéconomiques prête quelque peu à controverse, puisque dans sa forme la plus courante, l'on présume, entre autres, que les entreprises ne sont pas libres de fixer leurs prix rationnellement au moment de leur choix. Elles sont plutôt sélectionnées au hasard, sans tenir compte du temps qui s'est écoulé depuis l'établissement de leurs prix nominaux.

6 En réalité, la nouvelle courbe de Phillips que l'on obtient en supposant un taux d'inflation positif en régime permanent comporte d'autres variables (Ascari, 2004). Comme celles-ci ne sont pas indispensables à l'analyse du comportement de l'inflation dans notre courbe de Phillips, nous les avons écartées pour simplifier.

7 Le coût marginal réel désigne le quotient du prix de revient d'une unité supplémentaire de production par le prix de vente de la production considérée. À certaines conditions, le coût marginal est proportionnel au coût moyen.

8 Notre courbe de Phillips reprend celle de Galí et Gertler (1999), elle-même une version étoffée de celle proposée par Calvo (1983). Elle se ramène à la spécification de Calvo lorsque  $\alpha_1$  est égal à 0. Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) proposent un moyen similaire d'intégrer l'inflation passée dans la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens, moyen que Smets et Wouters (2007) généralisent. Dans ces variantes de la courbe de Phillips, chaque entreprise autorisée à réviser ses prix au cours d'une période donnée les fixe de manière rationnelle; le reste des entreprises indexent néanmoins à chaque période leurs prix sur le rythme d'évolution passé de l'inflation. Pour ces modèles, le coût d'une simple modification de prix (les coûts d'étiquetage en tant que tels) est faible, contrairement au coût de la sélection optimale d'un nouveau prix. D'où la décision des entreprises de changer de prix à chaque période mais de ne choisir un nouveau prix optimal qu'à intervalles périodiques. Ce type de modèle a été critiqué parce qu'il suppose, à l'encontre des faits, que l'ensemble des prix varie à chaque période (Chari, Kehoe et McGrattan, 2009).

l'on sait qu'elles garderont ce prix pendant plus d'une période, le coût marginal contemporain tout comme le coût marginal *futur* attendu sont pris en compte, et l'inflation devient donc une variable prospective. Les autres entreprises sont censées suivre une règle rétrospective simple, en appliquant par exemple au prix moyen de la période précédente le taux d'inflation alors en vigueur.

L'équation 1 permet de distinguer quatre sources éventuelles de persistance : les anticipations à long terme, exprimées par  $\pi_t^*$ ; les anticipations à l'égard du coût marginal contemporain et futur (anticipations à court terme); l'inflation passée; et la marge souhaitée. Normalement, la persistance, la variance et la covariation de ces variables, ainsi que les grandeurs  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$ , détermineront le degré de persistance de l'inflation.

On peut assimiler les anticipations à long terme au rythme d'augmentation des prix que les agents, au temps  $t$ , s'attendent à observer à terme au sein de l'économie en l'absence de chocs. Si ces anticipations ne changent pas, elles ne constitueront pas une source de persistance. Mais comme le taux d'inflation a varié au Canada (Graphique 1) depuis le début de la décennie 1980, il n'est pas exagéré de penser que  $\pi_t^*$  a, à son tour, varié quelque peu au fil du temps. Qui plus est, étant donné que les entreprises ne modifieront probablement pas beaucoup, d'une période à l'autre, l'idée qu'elles se font du niveau de l'inflation à long terme, cette variable présentera une faible variance, ainsi qu'une forte persistance qui se transmettra à l'inflation contemporaine par le biais de la courbe de Phillips.

À l'exception des changements apportés à la marge souhaitée, tous les chocs sont communiqués au taux d'inflation au travers du coût marginal (par comparaison au régime permanent). La persistance globale du coût marginal dépendra de la composition des chocs économiques, du degré d'adaptation de l'économie après le choc (notamment le degré de flexibilité des prix et des salaires) et, comme nous le verrons dans la prochaine section, de la conduite de la politique monétaire.

Lorsque l'économie compte des entreprises qui déterminent leurs prix à partir d'une règle rétrospective simple, le paramètre  $\alpha_1$  devient positif et l'inflation contemporaine se voit influencée par l'inflation passée. La valeur de ce paramètre augmente aussi bien en

fonction de la proportion de ces entreprises que du poids de l'inflation passée dans la règle en question<sup>9</sup>.

Dans le reste de l'article, nous qualifierons de *structurelle* ou *d'intrinsèque* la persistance liée à l'inclusion de l'inflation passée dans l'équation 1 (lorsque  $\alpha_1$  est supérieur à 0) ainsi que toute persistance inhérente au taux de marge souhaité ( $\varepsilon_t$ ). Puisque nous analyserons les divers canaux grâce auxquels la conduite de la politique monétaire peut influencer sur  $\alpha_1$ , il n'est pas superflu de rappeler que la persistance structurelle dont il est question ici diffère de la propriété plus communément admise d'invariance de la politique monétaire que l'on doit à Lucas (1976).

## Causes potentielles de la baisse de la persistance

### *Modification de la conduite de la politique monétaire*

La section précédente a permis de cerner quatre facteurs possibles de persistance de l'inflation. Étant donné que cette persistance paraît s'être atténuée à peu près en même temps que la Banque du Canada adoptait, en 1991, une cible d'inflation, il est tout naturel de commencer par traiter des canaux par lesquels une modification du régime de politique monétaire pourrait toucher les variables citées.

### *La persistance de l'inflation paraît s'être atténuée à peu près en même temps que la Banque du Canada adoptait, en 1991, une cible d'inflation.*

Le premier canal fait intervenir les anticipations d'inflation à long terme des agents privés, lesquelles devraient converger vers la cible d'inflation lorsque la crédibilité du régime est clairement établie. En baissant, la variance de  $\pi_t^*$  entraîne une réduction de la persistance de l'inflation, car elle forme dès lors une part plus faible de la variance globale du niveau de l'inflation. L'autorité monétaire peut influencer sur  $\pi_t^*$

<sup>9</sup> Chez Galí et Gertler (1999), le taux d'inflation passé est assorti d'un coefficient de pondération de 1, les prix étant entièrement indexés. Amano, Mendes et Murchison (2009) construisent un modèle qui repose sur la règle suivante :  $p_t = p_{t-1}^* (1 + \pi_{t-1})^\gamma \mu_t$ , où  $p_{t-1}^*$  correspond au prix moyen choisi à la période précédente,  $\gamma$  désigne un paramètre d'indexation susceptible d'épouser une valeur quelconque comprise entre 0 et 1, et  $\mu_t$  représente la marge (brute) souhaitée.

de deux façons. D'abord, si les attentes à long terme sont en partie influencées par les chocs touchant les attentes à court terme, toute politique qui permet de stabiliser les secondes contribuera à la stabilité des premières<sup>10</sup>. Ensuite, en parvenant à montrer qu'elle souscrit à une règle de conduite de la politique monétaire qui est suffisamment réactive pour ramener le taux d'inflation à sa cible, la banque centrale devrait réussir à ancrer les anticipations d'inflation à long terme même si les attentes à court terme réagissent aux chocs<sup>11</sup>. À l'inverse, des dérogations persistantes à la règle risquent d'indiquer aux agents privés que la banque centrale ne poursuit plus le même objectif à long terme en matière d'inflation.

Pour déduire les attentes d'inflation à long terme, qui ne sont pas directement observables, il y a trois grandes méthodes. La première consiste à mener des enquêtes sur les prévisions à long terme du taux d'inflation. D'après l'enquête du Conference Board du Canada portant sur un horizon de projection de deux ans et celle de Consensus Economics qui concerne un horizon de six à dix ans, les anticipations d'inflation à long terme sont devenues moins volatiles au Canada depuis l'entrée en vigueur d'une cible d'inflation et sont aujourd'hui essentiellement à l'abri des aléas de la conjoncture. Les résultats économétriques plus formels de Levin, Natalucci et Piger (2004) corroborent cette conclusion. En effet, l'analyse de la relation entre les attentes d'inflation à long terme (déduites à partir des prévisions du secteur privé) et l'inflation contemporaine pour un groupe de pays (dont le Canada) pourvus ou non d'une cible d'inflation amène ces auteurs à conclure qu'aucun lien n'existait entre ces deux variables de 1994 à 2003 dans les pays dotés d'une cible d'inflation, alors qu'une relation positive existait dans les autres.

La deuxième méthode consiste à utiliser la « prime d'inflation », soit l'écart entre les taux d'intérêt à long terme en termes nominaux et en termes réels. Gürkaynak et autres (2006) étudient, dans le cas du Canada, la réaction des taux longs nominaux et de la prime d'inflation à la parution de données macro-

économiques inattendues. D'après eux, aucune des deux variables n'affiche de réactions systématiques pendant la période 1998-2005<sup>12</sup>. Enfin, Amano et Murchison (2006) estiment, avec le modèle à composantes non observées de Kozicki et Tinsley (1998 et 2002), le niveau de l'inflation à long terme perçu pour le Canada. Selon leur estimation, la variance des anticipations à long terme a diminué pratiquement de moitié dans les années 1990 par rapport aux années 1980.

La politique monétaire peut également modifier le degré de persistance de l'inflation en agissant à la fois sur la variance et la persistance du coût marginal réel (par le canal des anticipations à court terme). L'équation 1 permet de voir que l'inflation contemporaine est déterminée par le coût marginal réel, tant contemporain qu'attendu. Par conséquent, un recul de la persistance du coût marginal signifiera, toutes choses égales par ailleurs, une atténuation de la persistance de l'inflation. Pour Taylor (2000), l'avènement d'un environnement de basse inflation après une période de forte inflation a entraîné la réduction du degré de persistance anticipé des variations que connaît le coût marginal et, ce faisant, causé la baisse du degré de transmission de ces variations aux prix. Murchison (2009) pousse plus loin l'argument de Taylor en laissant entendre que ces changements de persistance sont peut-être dus à la modification des paramètres de la règle de politique monétaire suivie par la banque centrale<sup>13</sup>. Au Canada, la persistance attendue du coût marginal réel et de l'inflation devrait diminuer si les autorités monétaires se mettent à réagir plus vigoureusement aux évolutions qui menacent d'éloigner l'inflation du taux visé.

*La politique monétaire peut  
modifier le degré de persistance  
de l'inflation en agissant à la fois  
sur la variance et la persistance  
du coût marginal réel.*

10 Dans le cas limite, où  $\pi_t^* = \pi_t$  ou  $\pi_t^* = \pi_{t-1}$ , le coefficient de pondération affecté au taux d'inflation passé est porté à 1 et l'inflation devient particulièrement persistante.

11 Un courant de recherche connexe s'intéresse au rôle de la rigidité des anticipations d'inflation à long terme dans la désinflation. Erceg et Levin (2003) montrent par exemple que la prise en compte de l'objectif qui est perçu pour le taux d'inflation à long terme, et qui en situation de crédibilité imparfaite peut être différent de l'objectif poursuivi par la banque centrale, est de nature à expliquer la persistance de l'inflation et le maintien de coûts de production élevés après que l'autorité monétaire a pourtant entrepris de réduire l'inflation. Murchison et Rennison (2006, p. 76) donnent une illustration de ce courant appliquée au cas canadien.

Pour bien comprendre le lien entre la *variance* du coût marginal et la persistance de l'inflation, il faut d'abord

12 Parce qu'ils ne disposaient pas d'assez de données, les auteurs ne comparent pas le comportement des attentes d'inflation avant et après l'entrée en vigueur de la cible d'inflation au Canada.

13 Carlstrom, Fuerst et Paustian (2009) étudient la relation entre la réactivité de la politique monétaire, la variance relative des chocs technologiques et la persistance de l'inflation dans une nouvelle courbe de Phillips formulée pour les États-Unis.

rappeler que la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens différencie les chocs selon qu'ils se répercutent sur le taux d'inflation par la voie du coût marginal (comme les chocs de demande et de productivité) ou sur la marge que l'entreprise souhaite dégager par rapport au coût marginal ( $\varepsilon_t$ ). Puisque rien n'autorise à penser que le degré de persistance du coût marginal et celui de la marge souhaitée doivent être identiques, leur influence respective sur le niveau de persistance de l'inflation dépendra donc de leur variance relative. Le raisonnement est simple : si la variance de l'inflation était entièrement fonction du coût marginal, seul importerait alors le degré de persistance de ce coût. Dès lors, les variances de chaque variable peuvent être comparées à des coefficients de pondération qui traduiraient l'influence de chacune sur les propriétés de l'inflation. Vu que le coût marginal réel se trouve souvent à afficher plus de persistance que la marge souhaitée, une baisse de la variance du coût marginal relativement à  $\varepsilon_t$  réduira la persistance de l'inflation<sup>14</sup>.

Pour autant que la variance des chocs de taux de marge ne soit pas trop élevée, une règle de politique monétaire plus réactive réduira aussi la variance de la production et du coût marginal<sup>15</sup>. Par exemple, dans la mesure où le coût marginal dépend largement des salaires, sa réaction face à un choc sera en grande partie déterminée par l'ampleur de la réaction des salaires. Si les ménages anticipent une action vigoureuse des autorités monétaires pour garder le taux d'inflation près de la cible, alors la modification recherchée des salaires nominaux et du coût marginal sera plus modeste.

Nous présentons aux **graphiques 2a à 2d** un exemple hypothétique, illustratif du rôle de la persistance et de la variance pour la politique monétaire. Nous nous servons du principal modèle de prévision de la Banque du Canada, TOTEM, afin de simuler la réaction du coût marginal et du taux d'augmentation trimestriel annualisé de l'IPC à une hausse imprévue de 1 % de la demande extérieure globale. Nous utilisons pour ce faire deux étalonnages différents

<sup>14</sup> Pour la somme actualisée des coûts marginaux anticipés dans TOTEM entre le premier trimestre de 1981 et le troisième trimestre de 2009, le coefficient d'autocorrélation de premier ordre est égal à 0,93, alors que le coefficient correspondant associé à la marge souhaitée est tout juste égal à 0,27.

<sup>15</sup> Confrontée à un choc de taux de marge, la politique monétaire stabilise le taux d'inflation en agissant sur le coût marginal, si bien qu'elle devient un facteur de variation de ce coût. Résultat, si l'inflation est en grande partie déterminée par les chocs de taux de marge, ou si la banque centrale privilégie la stabilité du taux d'inflation, une réactivité accrue de la politique monétaire pourrait faire varier davantage le coût marginal.

d'une règle de politique monétaire simple exprimée par l'équation suivante :

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1 - \rho) \left[ R^* + \lambda \left( \varphi_\pi (E_t \pi_{t+k} - \pi^C) + \varphi_y (\text{écart}_t) \right) \right], \quad (2)$$

où  $R_t$  désigne le taux d'intérêt directeur au trimestre  $t$ ;  $R^*$ , le niveau à long terme des taux d'intérêt en régime permanent;  $E_t \pi_{t+k}$ , le taux d'inflation que les agents s'attendent à observer  $k$  trimestres plus tard;  $\pi^C$ , la cible d'inflation; et  $\text{écart}_t$ , l'écart de production. Les valeurs  $\rho$ ,  $\varphi_\pi$  et  $\varphi_y$  sont des paramètres fixes qui gouvernent le degré de lissage du taux d'intérêt et la sensibilité du taux directeur aux écarts de l'inflation par rapport à, respectivement, son niveau cible et l'écart de production<sup>16</sup>. Soulignons que la variable  $k$ , à savoir l'« horizon de rétroaction », détermine le caractère plus ou moins prospectif de la politique monétaire.

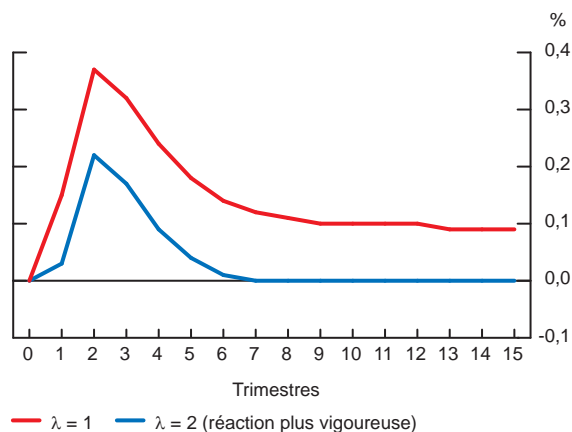
Dans le premier scénario, la valeur du paramètre  $\lambda$ , qui détermine dans quelle proportion les variations de l'inflation et de l'écart de production se répercutent sur le taux directeur, est établie à 1. Dans le second scénario,  $\lambda$  est égal à 2, ce qui signifie que comparativement au premier scénario, la banque centrale modifie son taux directeur du double pour réagir à une variation donnée du taux d'inflation attendu ou de l'écart de production.

L'augmentation du PIB réel des pays étrangers provoque un accroissement de la demande de produits d'exportation canadiens et une dépréciation du taux de change, deux mouvements qui exercent une pression haussière sur le taux d'inflation et l'écart de production. Dans le premier scénario, le taux d'intérêt directeur est relevé tout au plus de 50 points de base environ en l'espace d'un an. Dans le second scénario, il monte plus rapidement et davantage, soit d'un maximum de près de 70 points de base au bout d'un an. Globalement, le taux d'intérêt nominal est plus élevé au cours des deux premières années dans le second scénario. Pour un taux d'inflation attendu donné, ce niveau plus élevé du taux d'intérêt nominal fera augmenter le taux *réel*, lequel modérera la progression de la demande intérieure et de l'inflation au Canada. Un cercle vertueux s'instaure donc dans le deuxième scénario : parce qu'il est plus bas, le taux d'inflation anticipé donne lieu à une hausse

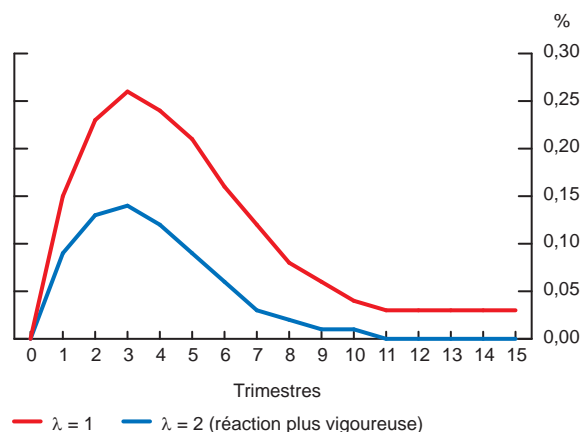
<sup>16</sup> Les valeurs (1,1 pour  $\varphi_\pi$ , 0,6 pour  $\varphi_y$  et 0 pour  $k$ ) proviennent de Murchison (2009).

**Graphiques 2a à 2d : Résultats de la simulation dans TOTEM d'une variation de 1 % de la demande extérieure pour deux étalonnages différents de la règle de politique monétaire**

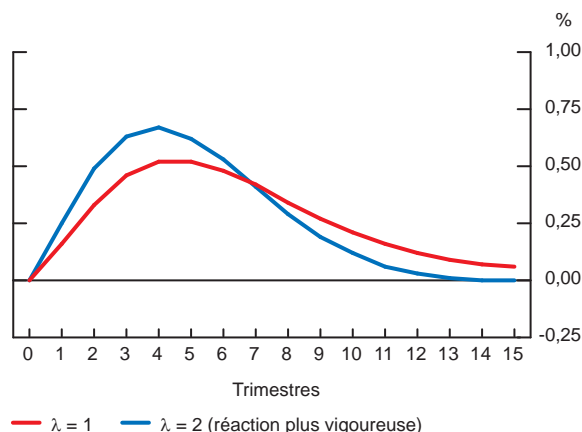
**a. Inflation mesurée par l'IPC**



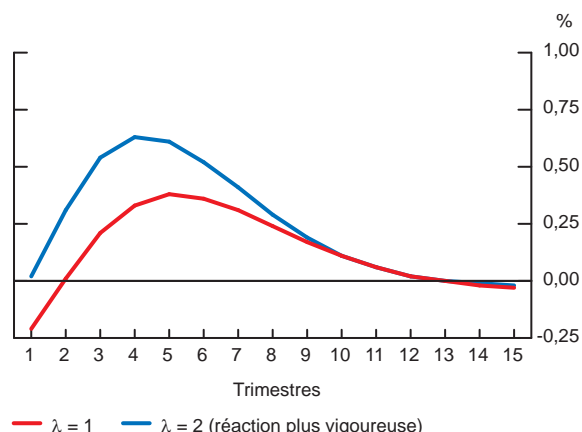
**b. Coût marginal réel**



**c. Taux d'intérêt directeur nominal**



**d. Taux d'intérêt directeur réel**



Source : Banque du Canada

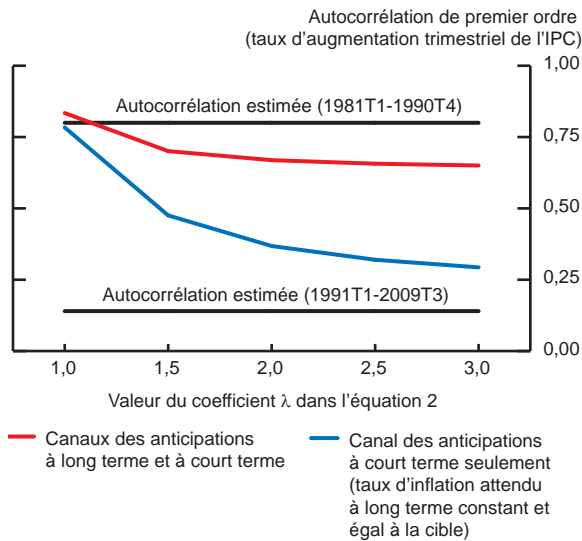
du taux d'intérêt réel, ce qui tend à contenir davantage l'inflation.

La différence d'ampleur dans la réaction des autorités monétaires explique la plus faible montée du coût marginal (baisse de la variance) et son retour accéléré au niveau qui était le sien avant le choc (légère réduction de la persistance). Puisque la somme actualisée des coûts marginaux anticipés diminue, la réaction maximale de l'inflation est presque réduite de moitié et le taux d'inflation revient en deux ans au niveau où il se situait avant le choc, alors que dans le premier scénario, les prix continuent à grimper plusieurs années durant à un rythme qui dépasse la cible.

Encore avec TOTEM, nous tentons de quantifier la relation qui unit les deux canaux formés par les anticipations et la conduite de la politique monétaire en simulant le degré de persistance de l'inflation selon divers étalonnages de la règle de politique monétaire décrite à l'équation 2. Le coefficient  $\lambda$  (illustré sur l'axe des abscisses du **Graphique 3**) varie entre 1,0 et 3,0. La valeur la plus basse est celle que Murchison (2009) a obtenue pour la période 1970-1983 et correspond à une règle similaire à celle dont Gagnon et Ihrig (2001) font état<sup>17</sup>.

<sup>17</sup> À notre connaissance, aucune estimation de la règle de politique monétaire n'existe pour le Canada en ce qui a trait à la période allant de 1981 à 1990.

**Graphique 3 : Persistance de l'inflation et politique monétaire selon TOTEM**



Source : Banque du Canada

Le Graphique 3 met en évidence une relation légèrement négative entre la réactivité de la politique monétaire et la persistance de l'inflation lorsque la variance des anticipations d'inflation à long terme,  $\pi_t^*$ , est supposée égale à sa moyenne sur la période 1981-1990<sup>18</sup>. Quand le canal des anticipations à long terme est ouvert et que la politique monétaire est essentiellement passive (extrême gauche du graphique), le degré de persistance de l'inflation trimestrielle obtenu à l'aide de TOTEM est très proche de son niveau au cours de la période 1981-1990 (0,8). À mesure que la réactivité de la politique monétaire augmente, la persistance du coût marginal décroît (par le biais de l'ajustement des attentes à court terme) et la persistance globale de l'inflation diminue de façon modérée. Toutefois, quand les anticipations à long terme ne sont pas bien ancrées, la politique monétaire ne peut, par le seul canal des anticipations à court terme, réduire beaucoup la persistance de l'inflation.

Si la variance de  $\pi_t^*$  est fixée à zéro — reflet assez juste du comportement des attentes à long terme depuis l'instauration d'une cible d'inflation crédible au Canada —, la relation négative entre la réactivité de la politique monétaire et la persistance de l'inflation est beaucoup plus prononcée. Bien que l'estimation des paramètres des règles de politique monétaire soit entachée d'une forte incertitude, nous considérons, en nous fondant sur Lam et Tkacz (2004), que l'attri-

bution d'une valeur de 2 au coefficient  $\lambda$  représente un étalonnage raisonnable pour les années 1990. Si nous posons en outre l'hypothèse que la valeur de ce coefficient n'a pas sensiblement changé depuis 2000, la persistance de l'inflation devrait, selon TOTEM, être passée de 0,8 approximativement pendant les années 1980 à environ 0,35 depuis 1991.

En résumé, TOTEM assigne un rôle important à la réactivité accrue de la politique monétaire, mais moindre au recul de la variabilité des anticipations d'inflation à long terme. L'influence qu'exerce la politique monétaire à la fois par le canal des anticipations à long terme et par celui des anticipations à court terme explique pour une bonne part la baisse de la persistance de l'inflation dans le modèle, donnant ainsi à penser qu'une persistance élevée de l'inflation n'est pas une caractéristique intrinsèque de l'économie canadienne. Ce résultat est conforme aux travaux de Benati (2008), qui fait état d'une estimation de 0,19 pour le coefficient de l'inflation passée sur la période écoulée depuis la mise en place d'une cible d'inflation. L'évolution des attentes à court et à long terme ne peut cependant être la seule raison du déclin de la persistance globale de l'inflation dans TOTEM. En effet, la valeur estimée du coefficient relatif au taux d'accroissement trimestriel de l'IPC global pour la période allant de 1991 à 2009 est de 0,14, alors que le modèle prévoit une valeur voisine de 0,35 quand  $\lambda$  est égal à 2. Cet écart indique que d'autres facteurs ont pu jouer. Nous examinons ci-après les liens possibles entre la politique monétaire et les paramètres de la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens dans l'équation 1.

On considère habituellement que les coefficients de cette nouvelle courbe de Phillips sont insensibles à la conduite de la politique monétaire. Or des changements de régime majeurs, telle l'adoption d'une cible d'inflation, peuvent modifier ces paramètres, ce qui aura une incidence sur la persistance de l'inflation. Il n'est pas certain dans quel sens s'exercerait cette influence, compte tenu d'éventuels effets compensatoires. Ainsi, Dotsey, King et Wolman (1999) affirment que si l'on passe d'une inflation tendancielle élevée à une inflation tendancielle faible, les entreprises seront incitées à réviser leurs prix moins fréquemment. Ce résultat s'explique très simplement : dans un contexte où l'inflation tendancielle est positive et où les prix sont rigides, les firmes ne peuvent plus atteindre le prix relatif qu'elles souhaitent à chaque période étant donné que l'inflation érode ce prix au fil du temps<sup>19</sup>.

<sup>18</sup> Murchison et Rennison (2006, p. 48) analysent l'étalonnage de  $\pi_t^*$  dans TOTEM. Les attentes à long terme se modifient sous l'effet d'écarts persistants par rapport à la règle de politique monétaire.

<sup>19</sup> Pour autant que les prix ne soient pas indexés au taux d'inflation de régime permanent à chaque trimestre.



Plus le taux d'inflation tendanciel sera élevé, plus la différence moyenne entre le prix relatif optimal et le prix relatif effectif sera marquée, et plus la rentabilité des entreprises en pâtira. Celles-ci auront donc intérêt à réviser leurs prix plus souvent quand l'inflation est forte que lorsqu'elle est faible<sup>20</sup>.

Quand la rigidité des prix s'accroît, le paramètre  $\alpha_2$  de l'équation 1 décroît et l'inflation réagit par conséquent plus lentement aux disparités entre le coût marginal nominal et le niveau des prix (coût marginal réel). Il s'ensuit que l'écart entre les coûts nominal et réel prend plus de temps à se combler, d'où une plus grande persistance du coût marginal réel. En bref, si un taux d'inflation bas et stable donne lieu à une rigidité nominale accrue des biens et des salaires, l'inflation tendra à devenir plus persistante, toutes choses égales par ailleurs.

On peut faire un raisonnement analogue pour le marché du travail. Lorsque les salaires deviennent plus rigides, les coûts marginaux des entreprises se modifient eux aussi moins rapidement, puisque les salaires représentent une composante importante des coûts totaux. Par contre, la rigidité accrue des salaires aura également tendance à atténuer la variance du coût marginal, de sorte que l'incidence nette de ces deux facteurs sur la persistance de l'inflation sera fonction de leur ampleur relative.

*Dans un environnement où  
la variance et la persistance  
de l'inflation sont moins marquées,  
un moindre recours à l'indexation  
est considéré par les ménages  
comme une solution optimale.*

À l'opposé, Minford (2004), Minford, Nowell et Webb (2003) et, plus récemment, Amano, Ambler et Ireland (à paraître) examinent un marché du travail dans lequel les ménages qui ne réoptimisent pas leur salaire pendant une période donnée peuvent encore indexer leur salaire nominal sur le taux d'inflation de la période précédente. (Cette forme d'indexation s'efforce d'imiter grosso modo les clauses d'indexation sur le coût de la vie et procure une assurance imparfaite contre les chocs imprévus ayant des incidences sur le salaire

<sup>20</sup> À condition que le coût d'une modification de prix ne soit pas fortement tributaire du taux d'inflation tendanciel.

réel des ménages.) Les auteurs constatent que, dans un environnement où la variance et la persistance de l'inflation sont moins marquées, un moindre recours à l'indexation est considéré par les ménages comme une solution optimale. Autrement dit, une plus faible proportion d'entre eux estime avantageux de jouir d'un contrat de travail indexé. Bien que ces études se concentrent sur les mérites des cibles fondées sur le niveau des prix par rapport aux cibles d'inflation, l'argument fondamental semble généralement tenir pour les régimes de politique monétaire qui engendrent une plus grande stabilité économique.

Pour récapituler, les recherches faisant appel à des modèles théoriques montrent que, lorsqu'un régime de politique monétaire entraîne une baisse du niveau et de la variance de l'inflation, on observe un allongement de la durée moyenne des contrats de prix et de salaires établis en termes nominaux et une diminution de la proportion des entreprises et des ménages qui indexent les salaires sur l'inflation passée. Les données sur le marché du travail de Développement des ressources humaines Canada étayaient ces deux assertions pour le Canada. Par exemple, la durée moyenne des accords salariaux conclus dans le secteur privé est passée de 28 mois entre 1981 et 1990 à 39 mois pour la période 1995-2009, et le pourcentage moyen de ces accords qui comportent une clause d'indexation a été ramené de 31 % durant la première période à 20 % pour la période plus récente. Toutes choses égales par ailleurs, l'allongement de la durée des contrats de prix établis en termes nominaux tend à accroître la persistance de l'inflation, tandis que la réduction de l'indexation des salaires nominaux a l'effet inverse; quant à l'accroissement de la durée des contrats salariaux, son incidence est incertaine.

#### **Causes indépendantes de la politique monétaire**

L'adoption au Canada d'une cible de politique monétaire qui est transparente, aisément comprise et crédible a certes joué un rôle important dans le recul de la persistance de l'inflation, mais d'autres hypothèses d'explication ont été avancées dans la littérature, faisant intervenir tout particulièrement le *changement structurel* et le *hasard*. Habituellement invoqués pour expliquer ce que plusieurs ont appelé « la grande modération<sup>21</sup> », des éléments de ces hypothèses se

<sup>21</sup> Terme utilisé par Kim et Nelson (1999), McConnell et Perez-Quiros (2000) ainsi que Stock et Watson (2003a), qui documentent tous une diminution de la variance de l'inflation et de la croissance de la production aux États-Unis. Des réductions similaires de la variance se sont produites (pas toujours au même moment) dans plusieurs autres pays, dont le Canada (Longworth, 2002).

prêtent bien à l'étude de la persistance de l'inflation, du fait que cette persistance diminue si la variance du coût marginal réel fléchit.

*La persistance de l'inflation  
diminue si la variance du coût  
marginal réel fléchit.*

McConnell et Perez-Quiros (2000), entre autres auteurs, soutiennent que le changement structurel — surtout les progrès réalisés dans les techniques de gestion des stocks — a fait baisser la variance des investissements en stocks et, du même coup, celle de la croissance de la production aux États-Unis depuis 1984 environ. Les données pour le Canada sont toutefois moins probantes : si la variance de la croissance de la production a effectivement regressé à peu près au même moment que la persistance de l'inflation (Debs, 2001), ce mouvement semble imputable à un repli de la variance des taux de croissance de la consommation de biens et de l'investissement dans l'immobilier résidentiel, plus difficile à lier directement au changement structurel. Le rôle des variations de stocks paraît moins important (Debs) et, là où l'on observe un point de rupture (Liu et Painchaud, 2002), la date à laquelle le changement s'est produit, soit 1983, ne correspond pas à celle où la persistance de l'inflation a diminué.

Le second argument, qui met en avant le rôle du hasard, est fondé sur l'idée que la variance des chocs défavorables a décru, provoquant ainsi une baisse de la variance des variables endogènes telles que la croissance de la production et l'inflation. Pour que cette explication soit plausible dans le cas de la persistance de l'inflation, il faudrait que la variance relative des chocs qui entraînent un changement persistant du taux d'inflation se soit amenuisée. Carlstrom, Fuerst et Paustian (2009) ont recours à un nouveau modèle keynésien similaire à celui représenté dans l'équation 1 pour démontrer qu'une réduction de la variance relative des chocs technologiques, qui se répercutent sur l'inflation au travers du coût marginal réel, pourrait expliquer la moindre persistance de l'inflation. Ils présentent aussi pour les États-Unis des données qui indiquent un fléchissement de la variance relative des chocs technologiques.

D'après les résultats de plusieurs études mettant à contribution des modèles VAR, la variance des chocs aux États-Unis présenterait une rupture structurelle qui coïncide avec « la grande modération »<sup>22</sup>. Cependant, l'argument du hasard reste fragile du fait qu'une rupture structurelle dans le comportement des autorités monétaires pourrait elle aussi être à l'origine de la baisse de cette variance. Si le modèle ne tient pas compte adéquatement des autres changements survenus — notamment dans le comportement de la banque centrale —, ceux-ci vont se manifester dans les termes d'erreur du modèle. Benati et Surico (2009) s'attachent longuement à cette question. Ils montrent que les méthodes basées sur des VAR structurels tendent à indiquer une réduction trompeuse de la variance des chocs, alors même que le seul élément différent introduit dans le modèle structurel sous-jacent est un renforcement de la réactivité de la politique monétaire aux fluctuations de l'inflation.

## Conséquences pour la conduite de la politique monétaire au Canada

Une faible persistance structurelle de l'inflation pourrait avoir d'importantes conséquences sur la conduite de la politique monétaire. Par exemple, Levin et Williams (2003) établissent que l'efficacité des règles de politique monétaire peut s'avérer très sensible au degré de persistance structurelle de l'inflation. De même, Walsh (2003) démontre que les cibles axées sur le niveau des prix ne sont bénéfiques que si l'inflation est peu persistante. Ces auteurs donnent des exemples d'un principe général, à savoir que le degré de persistance structurelle de l'inflation doit être au cœur de la formulation de la politique monétaire.

Les implications d'une faible persistance de l'inflation pour les régimes de cibles d'inflation et de cibles de niveau des prix présentent un intérêt particulier. Quand la banque centrale prend pour cible le taux d'inflation, une variation dans la persistance structurelle de l'inflation peut avoir des répercussions sur la vitesse optimale de retour à la cible ainsi que sur la dimension prospective souhaitable de la politique monétaire. La persistance de l'inflation peut également influencer sur les mérites relatifs des deux régimes. Il faut néanmoins tenir compte du fait que la persistance structurelle, comme nous la définissons, peut elle aussi être tributaire du régime de politique monétaire. En particulier, des changements de comportement pourraient se traduire par une persistance structurelle qui sera plus

<sup>22</sup> Voir Stock et Watson (2003b), Primiceri (2005), Sims et Zha (2006) de même que Gambetti, Pappa et Canova (2008).

marquée dans un régime de cibles de niveau des prix qu'en régime de cibles d'inflation.

## La poursuite de cibles d'inflation

En février 1991, le Canada a adopté un régime de cibles d'inflation. Lorsque le taux d'inflation s'écarte de 2 %, la Banque du Canada s'efforce de le ramener au taux visé dans un délai de 18 à 24 mois<sup>23</sup>, défini comme étant l'« horizon » de la cible d'inflation<sup>24</sup>.

Une faible persistance structurelle de l'inflation implique un horizon optimal plus rapproché<sup>25</sup>. Examinons la réaction optimale à une hausse du taux de marge dans le contexte de la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens. Si la banque centrale se soucie autant de la variance de l'inflation que de celle de l'écart de production, elle cherchera à compenser une partie seulement des effets du choc sur l'inflation en faisant baisser la demande globale et le coût marginal. La pondération appliquée à l'inflation passée étant plus faible, la perte cumulative de production nécessaire pour assurer le retour à la cible à un horizon donné sera moins élevée. Autrement dit, lorsque l'inflation est peu persistante, une variation moindre de la production suffit à la stabiliser, ce qui signifie que la banque centrale peut ramener le taux à la cible plus rapidement sans accroître la variance de l'écart de production. L'horizon optimal de la cible se rapproche donc à mesure que le degré de persistance structurelle de l'inflation diminue.

### *Une faible persistance structurelle de l'inflation implique un horizon optimal plus rapproché.*

Steinsson (2003) montre de façon plus formelle que si la proportion d'entreprises ayant un comportement tourné vers l'avenir s'élève, il devient optimal de contrebalancer une plus large part des répercussions des chocs sur le niveau des prix à long terme. Rappelons que dans un régime axé sur la poursuite d'une cible

d'inflation, la banque centrale s'efforce de stabiliser le taux de variation des prix (l'inflation), mais non leur niveau. Par conséquent, les chocs qui éloignent provisoirement l'inflation du taux visé ont des effets permanents sur le niveau des prix (il y a dérive de ce dernier). Steinsson constate qu'un accroissement des comportements prospectifs — qui se traduit par une moindre persistance de l'inflation — est associé à une dérive optimale du niveau des prix plus faible.

Amano, Mendes et Murchison (à paraître) décomposent les sources d'une dérive optimale du niveau des prix. Selon eux, une diminution du nombre de firmes obéissant à une règle rétrospective simple a deux effets sur la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens : elle fait baisser le poids de l'inflation passée ( $\alpha_1$ ) et augmenter celui de la demande future ( $\alpha_2$  et  $\alpha_3$ ). Ces deux changements rendent l'inflation plus sensible à la demande. De cette façon, si un moins grand nombre d'entreprises suivent une telle règle, la politique monétaire pourra ramener l'inflation à la cible — après un choc de taux de marge — en causant moins de perturbations dans l'économie réelle.

De même, une réduction du poids de l'inflation passée dans la règle rétrospective atténue l'influence des hausses de prix antérieures dans la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens. La politique monétaire n'ayant aucune prise sur l'inflation passée, une baisse du coefficient qui lui est associé renforce la capacité de la banque centrale de stabiliser simultanément l'inflation et la demande globale<sup>26</sup>.

Par ailleurs, la persistance de l'inflation a des conséquences importantes pour la dimension prospective souhaitable de la politique monétaire. Dans un régime de cibles d'inflation, la politique monétaire peut souvent être caractérisée par une règle simple basée sur l'inflation anticipée d'une forme analogue à l'équation 2. L'horizon de réaction,  $k$ , est inversement lié au degré de persistance structurelle de l'inflation. Si cette dernière est intrinsèquement persistante, la politique monétaire doit être tournée vers l'avenir afin que son action ne soit pas trop tardive. Toutes choses égales par ailleurs, plus l'inflation est persistante, plus il faudra de temps à la politique monétaire pour exercer son incidence maximale sur l'évolution des prix. Si elle n'intervient que lorsque les retombées du choc sur les prix se sont matérialisées, elle ne produira tout son effet qu'après que celles-ci auront commencé à se dissiper. La politique monétaire sera alors en décalage, et ce retard tendra à

<sup>23</sup> Un horizon de six à huit trimestres pour le retour de l'inflation à la cible est généralement approprié, quoique, dans certaines circonstances, une période légèrement plus courte ou plus longue puisse être considérée. À titre d'exemple, signalons que Basant Roi et Mendes (2007) montrent que face à des variations importantes et persistantes des prix des actifs, un horizon plus éloigné peut être indiqué.

<sup>24</sup> Coletti, Selody et Wilkins (2006) donnent un aperçu des enjeux liés au choix de l'horizon de la cible d'inflation de la Banque.

<sup>25</sup> Batini et Nelson (2001) présentent et analysent la notion d'horizon optimal de la cible.

<sup>26</sup> Il en serait également ainsi si le degré de persistance des chocs de taux de marge diminuait.

déstabiliser la production. Bref, l'horizon de rétroaction doit être plus long lorsque l'inflation présente une plus forte persistance structurelle.

Comme le signalent Batini et Haldane (1999), l'horizon de rétroaction optimal est généralement lié de près à la période qui doit s'écouler avant qu'un changement dans la politique monétaire fasse pleinement sentir ses effets sur l'inflation. C'est à cet horizon que la variation cumulée de la demande nécessaire pour stabiliser l'inflation est à son plus bas. Si l'horizon de rétroaction est inférieur à l'horizon optimal, les autorités monétaires devront provoquer de plus fortes variations de la demande globale pour ramener l'inflation à la cible.

### **La poursuite de cibles de niveau des prix**

D'après les recherches effectuées récemment, les cibles définies en fonction du niveau des prix offriraient certains avantages par rapport aux cibles d'inflation. Elles permettraient notamment d'atténuer à la fois la variance de l'inflation et celle de l'écart de production. Cet effet est toutefois sensible aux hypothèses relatives au degré de persistance de l'inflation.

Les cibles de niveau des prix donnent de meilleurs résultats que les cibles d'inflation dans une économie où les agents ont un comportement prospectif, car elles induisent des mouvements stabilisateurs de la demande future attendue — l'un des termes qui entrent dans la composition de la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens. Comme l'explique Ambler (2009), pour stabiliser le niveau des prix après une hausse du taux de marge, il est nécessaire de passer par une période où le taux d'inflation sera inférieur à la moyenne. Le fait que cette baisse soit anticipée atténue l'effet initial du choc sur le taux d'inflation, ce qui conduit à un meilleur arbitrage à court terme entre la stabilisation de l'inflation et celle de la production.

On n'obtiendra pas forcément le même résultat dans un environnement où certaines entreprises font appel à des règles rétrospectives simples pour fixer leurs prix. Coletti, Lalonde et Muir (2008) montrent, par exemple, que si la proportion de ce type d'entreprises dépasse 50 %, les cibles d'inflation sont préférables aux cibles basées sur le niveau des prix. Cependant, lorsqu'on étalonne la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens en fonction du degré de persistance affiché par l'inflation depuis l'adoption de cibles au Canada, on constate que seul un nombre restreint de firmes appliquent une règle rétrospective simple (Benati, 2008; Murchison et Rennison, 2006). Cette observation étaye l'idée voulant qu'un régime de cibles de niveau des prix pourrait assurer au Canada une

bien meilleure stabilité économique qu'un régime de cibles d'inflation.

Pour qu'un régime de cibles de niveau des prix tienne ses promesses, il est également crucial qu'il soit compris par les agents économiques. Les premiers temps après le remplacement de la cible d'inflation par une cible de niveau des prix, il se peut que les agents ne saisissent pas toutes les subtilités entre les deux régimes. Si les entreprises ne savent pas comment fonctionne la nouvelle cible, elles établiront leurs prix sans tenir compte de ses effets sur la demande future. Kryvtsov, Shukayev et Ueberfeldt (2008) montrent que, dans ce cas, une cible de niveau des prix pourrait engendrer des résultats plus nuisibles qu'une cible d'inflation, et ce, pour une raison simple : le fait que le régime de politique monétaire ne soit pas compris rend le canal des anticipations inopérant. C'est pourquoi la vitesse d'apprentissage des agents à l'égard du nouveau régime est un facteur à considérer pour évaluer les avantages du passage d'un régime à l'autre.

*Pour qu'un régime de cibles de niveau des prix tienne ses promesses, il doit absolument être compris par les agents économiques.*

Gaspar, Smets et Vestin (2007) étudient la transition d'un régime de cibles d'inflation à un régime de cibles de niveau des prix dans le contexte d'une économie où les agents se renseignent sur la nouvelle cible en procédant à des estimations économétriques. Leur vitesse d'apprentissage dépend de l'information qu'ils peuvent tirer de données observées. Les auteurs constatent que si le degré de persistance structurelle de l'inflation est plus bas, les agents se familiarisent plus rapidement avec le nouveau régime, et le coût de la transition est moins élevé.

À la lumière de ces résultats, il est tentant de conclure que les comportements tournés vers le passé ne poseraient pas problème si le Canada adoptait une cible fondée sur le niveau des prix. Cette analyse recèle toutefois une faiblesse, car elle traite l'importance de ce type de comportement comme une donnée fixe, tous régimes confondus. Amano, Mendes et Murchison (2009) montrent qu'un changement de régime majeur pourrait amener les entreprises suivant une règle rétrospective simple à se raviser.

En effet, les entreprises font vraisemblablement appel à cette méthode afin de réduire les coûts liés à la collecte de données et à la prévision rationnelle de la conjoncture future. Leur propension à agir ainsi dépend des économies que leur vaut la règle utilisée comparativement aux profits que leur procurerait une approche prospective.

Selon ces auteurs, la poursuite d'une cible basée sur le niveau des prix pourrait rendre le recours à une règle rétrospective simple plus avantageux, en atténuant la variabilité de l'inflation et de la production. En conséquence, le nombre d'entreprises qui appliquent de telles règles pourrait augmenter, ce qui nuirait à l'efficacité de la politique monétaire. C'est pourquoi il n'est peut-être pas indiqué de considérer la proportion de firmes ayant ce type de comportement comme une constante, quel que soit le régime de maîtrise de l'inflation.

Cet aspect fait ressortir combien il importe d'examiner attentivement les motivations réelles des comportements économiques aux fins de l'évaluation de différents régimes de politique monétaire. Comme l'illustre l'exemple ci-dessus, la prise en compte des réactions comportementales des agents peut faire en sorte que la persistance structurelle devienne tributaire du régime. Même s'il est difficile de prédire la nature et l'ampleur précises de ces réactions, il est utile d'analyser les risques qu'elles présentent.

## Conclusion

Contrairement aux années 1970 et 1980, les deux dernières décennies ont été caractérisées au Canada par une très faible persistance de l'inflation, et la baisse observée paraît avoir coïncidé avec l'adoption officielle de cibles d'inflation par la Banque du Canada. Plusieurs explications théoriques ont été avancées pour expliquer ce recul, dont une politique monétaire judicieuse, le changement structurel et le hasard. La politique monétaire a gagné en efficacité grâce au découplage entre les anticipations d'inflation à long terme et la conjoncture économique en vigueur, de même qu'au repli de la variance de l'inflation et de la production, dû au fait que la politique réagit désormais activement à la conjoncture afin d'assurer la

stabilité des prix. Les simulations effectuées à l'aide de TOTEM donnent à penser que les modifications apportées dans la conduite de la politique monétaire peuvent expliquer en grande partie, mais non en totalité, le déclin constaté dans la persistance de l'inflation. Ces résultats indiquent en outre que le degré sous-jacent de persistance structurelle de l'inflation au sein de l'économie canadienne est bas. Pour cette raison, la dimension prospective de la politique monétaire canadienne n'a pas besoin d'être aussi prononcée qu'elle devrait l'être si l'inflation était très persistante, toutes choses égales par ailleurs. Également, l'horizon optimal de retour à la cible à la suite d'une perturbation est plus rapproché qu'il ne le serait autrement.

Dans leur appréciation des mérites respectifs des cibles de niveau des prix et des cibles d'inflation, les banques centrales ne manqueront pas de noter que les recherches récentes inclinent en faveur des premières lorsque la persistance structurelle de l'inflation est peu élevée. Et lorsque c'est le cas, la transition vers un régime de cibles de niveau des prix, pendant laquelle le secteur privé appréhende encore imparfaitement la nature précise du changement, semble moins coûteuse.

Alors que les banques centrales poursuivent leurs recherches en vue de se doter de cadres de politique plus efficaces, il est essentiel de tenir compte des profonds changements que peut susciter au sein de l'économie l'adoption d'un nouveau régime. À l'instar des cibles d'inflation qui ont sensiblement modifié les caractéristiques de l'inflation et de la croissance économique au Canada, d'autres régimes de politique monétaire pourraient avoir d'importantes répercussions. Pour comparer rigoureusement entre eux divers régimes et les évaluer correctement, il faut prendre en compte les réactions comportementales des agents économiques. Récemment, des chercheurs de la Banque du Canada ont commencé à se pencher sur les modifications que pourrait provoquer l'établissement d'un régime de cibles de niveau des prix dans la nature des comportements de fixation des prix. De futurs travaux permettront d'élargir cette approche à d'autres aspects du comportement du secteur privé.

## Ouvrages et articles cités

- Amano, R., S. Ambler et P. Ireland (à paraître). *Price-Level Targeting, Indexation, and Welfare*, document de travail, Banque du Canada.
- Amano, R., R. Mendes et S. Murchison (2009). *Endogenous Rule-of-Thumb Price Setters and Monetary Policy*, communication présentée dans le cadre du colloque *Nouveaux horizons dans la formulation de la politique monétaire* tenu par la Banque du Canada les 12 et 13 novembre.
- (à paraître). *Determinants of Optimal Monetary Policy in a New Keynesian Model*, document de travail, Banque du Canada.
- Amano, R., et S. Murchison (2006). « Factor-Market Structure, Shifting Inflation Targets, and the New Keynesian Phillips Curve », *Issues in Inflation Targeting*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en avril 2005, Ottawa, Banque du Canada, p. 89-109.
- Ambler, S. (2009). « Cible de niveau des prix et politique de stabilisation : tour d'horizon », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 21-33.
- Ascari, G. (2004). « Staggered Prices and Trend Inflation: Some Nuisances », *Review of Economic Dynamics*, vol. 7, n° 3, p. 642-667.
- Basant Roi, M., et R. Mendes (2007). *Should Central Banks Adjust Their Target Horizons in Response to House-Price Bubbles?*, document d'analyse n° 2007-4, Banque du Canada.
- Batini, N., et A. G. Haldane (1999). « Forward-Looking Rules for Monetary Policy », *Monetary Policy Rules*, sous la direction de J. B. Taylor, Chicago, University of Chicago Press, p. 157-192.
- Batini, N., et E. Nelson (2001). « Optimal Horizons for Inflation Targeting », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, n°s 6-7, p. 891-910.
- Benati, L. (2008). « Investigating Inflation Persistence across Monetary Regimes », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, n° 3, p. 1005-1060.
- Benati, L., et P. Surico (2009). « VAR Analysis and the Great Moderation », *The American Economic Review*, vol. 99, n° 4, p. 1636-1652.
- Calvo, G. A. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Carlstrom, C. T., T. S. Fuerst et M. Paustian (2009). « Inflation Persistence, Monetary Policy, and the Great Moderation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, n° 4, p. 767-786.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe et E. R. McGrattan (2009). « New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 1, n° 1, p. 242-266.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. L. Evans (2005). « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy », *Journal of Political Economy*, vol. 113, n° 1, p. 1-45.
- Coletti, D., R. Lalonde et D. Muir (2008). « Inflation Targeting and Price-Level-Path Targeting in the Global Economy Model: Some Open Economy Considerations », *IMF Staff Papers*, vol. 55, n° 2, p. 326-338.
- Coletti, D., J. Selody et C. Wilkins (2006). « Une nouvelle analyse de l'horizon de la cible d'inflation », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 33-40.
- Debs, A. (2001). *Testing for a Structural Break in the Volatility of Real GDP Growth in Canada*, document de travail n° 2001-9, Banque du Canada.
- Dotsey, M., R. G. King et A. L. Wolman (1999). « State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 2, p. 655-690.
- Erceg, C. J., et A. T. Levin (2003). « Imperfect Credibility and Inflation Persistence », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n° 4, p. 915-944.

## Ouvrages et articles cités (suite)

- Gagnon, J. E., et J. Ihrig (2001). *Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « International Finance Discussion Papers », n° 704.
- Galí, J., et M. Gertler (1999). « Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, p. 195-222.
- Gambetti, L., E. Pappa et F. Canova (2008). « The Structural Dynamics of U.S. Output and Inflation: What Explains the Changes? », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, n°s 2-3, p. 369-388.
- Gaspar, V., F. Smets et D. Vestin (2007). *Is Time Ripe for Price Level Path Stability?*, document de travail n° 818, Banque centrale européenne.
- Gürkaynak, R. S., A. T. Levin, A. N. Marder et E. T. Swanson (2006). *Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations in the Western Hemisphere*, document de travail n° 400, Banque centrale du Chili.
- Kim, C.-J., et C. R. Nelson (1999). « Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, p. 608-616.
- 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.
- (2002). « Dynamic Specifications in Optimizing Trend-Deviation Macro Models », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 26, n°s 9-10, p. 1585-1611.
- Kryvtsov, O., M. Shukayev et A. Ueberfeldt (2008). *Adopting Price-Level Targeting under Imperfect Credibility*, document de travail n° 2008-3, Banque du Canada.
- Lam, J.-P., et G. Tkacz (2004). « Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework », *Revue suisse d'économie et de statistique*, vol. 140, n° 1, p. 89-126.
- Levin, A. T., F. M. Natalucci et J. M. Piger (2004). *Explicit Inflation Objectives and Macroeconomic Outcomes*, document de travail n° 383, Banque centrale européenne.
- Levin, A. T., et J. C. Williams (2003). « Robust Monetary Policy with Competing Reference Models », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n° 5, p. 945-975.
- Liu, Y., et F. Painchaud (2002). *Evidence of a Structural Break in the Volatility of Canadian Output Growth*, note analytique du ministère des Finances.
- Longworth, D. (2002). « Inflation et macroéconomie : changements survenus entre les années 1980 et 1990 », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 3-19.
- Lucas, R. E., Jr. (1976). « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, n° 1, p. 19-46.
- McConnell, M. M., et G. Perez-Quiros (2000). « Output Fluctuations in the United States: What Has Changed since the Early 1980s? », *The American Economic Review*, vol. 90, n° 5, p. 1464-1476.
- Minford, P. (2004). *Monetary Policy—Should It Move onto a Price Level Target?*, conférence commémorative A. W. Phillips prononcée devant l'Association des économistes de la Nouvelle-Zélande, juillet.
- Minford, P., E. Nowell et B. Webb (2003). « Nominal Contracting and Monetary Targets—Drifting into Indexation », *The Economic Journal*, vol. 113, n° 484, p. 65-100.
- Murchison, S. (2009). *Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy: How Strong Is the Link?*, document de travail n° 2009-29, Banque du Canada.
- Murchison, S., et A. Rennison (2006). *ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model*, rapport technique n° 97, Banque du Canada.

## Ouvrages et articles cités (suite)

- Primiceri, G. E. (2005). « Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy », *The Review of Economic Studies*, vol. 72, n° 3, p. 821-852.
- Sims, C. A., et T. Zha (2006). « Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy? », *The American Economic Review*, vol. 96, n° 1, p. 54-81.
- Smets, F., et R. Wouters (2007). « Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach », *The American Economic Review*, vol. 97, n° 3, p. 586-606.
- Steinsson, J. (2003). « Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n° 7, p. 1425-1456.
- Stock, J. H., et M. W. Watson (2003a). « Has the Business Cycle Changed and Why? », *NBER Macroeconomics Annual*, sous la direction de M. Gertler et K. Rogoff, Cambridge, MIT Press, p. 159-218.
- (2003b). « Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations », *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, actes d'un symposium tenu sous les auspices de la Banque fédérale de réserve de Kansas City à Jackson Hole (Wyoming) du 28 au 30 août, p. 9-56.
- Taylor, J. B. (2000). « Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms », *European Economic Review*, vol. 44, n° 7, p. 1389-1408.
- Thiessen, G. (2000). *Le changement au service de la stabilité : l'évolution de la politique monétaire à la Banque du Canada, de 1935 à 2000*, conférence prononcée devant la Faculté des sciences sociales de l'Université Western Ontario, London (Ontario), 17 octobre.
- Walsh, C. E. (2003). « Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of Monetary Policy », *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, actes d'un symposium tenu sous les auspices de la Banque fédérale de réserve de Kansas City à Jackson Hole (Wyoming) du 28 au 30 août, p. 297-348.