

Qu'avons-nous appris au sujet de la stabilité des prix?

*Michael Parkin**

Introduction

La présente étude résume ce que nous avons appris au sujet de la stabilité des prix depuis les colloques tenus en 1996 et 1997 par l'Institut C.D. Howe et la Banque du Canada¹. Les questions que la banque centrale doit examiner pour définir, au fil du temps, son approche en matière de stabilité des prix sont fort variées, comme en témoignaient ces deux colloques. Parmi elles figurent l'adoption de cibles concernant le comportement du niveau des prix, l'élaboration de techniques devant permettre de prévoir et d'influencer ce dernier, la communication et l'explication des mesures de politique monétaire ainsi que l'établissement et le maintien de la crédibilité de la banque centrale².

1. Voir Laidler (1997) et Banque du Canada (1998).

2. La banque centrale doit également décider s'il convient de renoncer à une politique monétaire indépendante pour s'intégrer à une zone monétaire plus large, sujet auquel on s'est intéressé récemment au Canada. Bien que cette question se rattache au principal thème dont je traite ici, mon propos est d'examiner les options qui s'offrent aux responsables de la politique monétaire dans le cadre d'un régime de changes flottants et d'une politique monétaire indépendante.

* Si j'assume l'entière responsabilité de cette étude, je tiens à remercier David Laidler pour ses commentaires sur une version précédente; Tiff Macklem, qui m'a orienté vers ce thème; Allan Crawford et Tiff Macklem, qui ont dressé à mon intention une courte bibliographie; William Gavin, Jennifer Smith et Lars Svensson, qui m'ont aidé à comprendre et à interpréter leurs importants travaux; Audra Bowlus, pour son assistance dans l'analyse de certaines données; Jane McAndrew, qui a facilité mes recherches en bibliothèque; Robin Bade, pour ses commentaires étoffés.

Le séminaire en cours et la présente étude portent essentiellement sur la première de ces questions : la fixation de cibles. À la lumière des connaissances actuelles, quelles sont les cibles de comportement du niveau des prix qui mènent à une politique monétaire contribuant au maximum au bien-être économique des Canadiens?

Quand la fourchette cible actuellement en vigueur viendra à expiration, les responsables auront le choix entre les options suivantes : i) ne plus se fixer de cible explicite; ii) reconduire la fourchette cible existante et s'engager officiellement à la respecter, pendant une période déterminée ou non; iii) progresser dans la voie de la stabilité des prix en reformulant la cible actuelle en fonction du niveau des prix; iv) s'engager encore plus avant dans cette voie en visant un taux d'inflation plus bas, peut-être même nul, exprimé sous la forme d'une cible basée sur le niveau des prix.

D'après moi, l'état actuel des connaissances penche nettement en faveur du rejet de la première option. Les cibles sont efficaces; elles permettent d'obtenir une plus grande stabilité des prix, sans pour autant réduire la production ni la rendre plus variable. Les avancées qui ont été réalisées militent clairement pour la quatrième option. Le rapport coûts-avantages a nettement évolué en faveur d'un régime axé sur la poursuite de cibles fondées sur le *niveau* des prix et d'un taux d'inflation réduit, sinon égal à zéro (l'inflation devant être mesurée de manière appropriée).

J'aboutis à cette conclusion au terme d'un examen des connaissances que nous a permis d'acquérir la littérature récente sur quatre points : i) les résultats comparés des pays ayant adopté des cibles d'inflation et des autres pays; ii) la tension qui existe entre la poursuite de la stabilité des prix et celle de la stabilité de la production; iii) le choix entre une cible définie en fonction du *niveau des prix* et une cible établie à l'égard de l'*inflation*; iv) le choix entre une faible inflation positive et une inflation nulle.

Je traiterai de ces sujets dans l'ordre où je les ai exposés, avant de revenir en conclusion sur le classement des quatre options.

1 Comparaison des pays ayant adopté des cibles et des autres pays

La poursuite d'un objectif fondé sur le niveau des prix n'exige évidemment pas l'adoption de cibles explicites exprimées sous forme quantitative. L'Allemagne et les États-Unis sont des exemples de pays dont la banque centrale vise un tel objectif, sans pour autant avoir de cible en bonne et due forme. Les objectifs rattachés au niveau des prix peuvent toutefois être définis sous la forme de cibles basées sur l'inflation ou sur le niveau des prix. À l'heure actuelle, aucun pays ne s'est doté de cibles formulées en

fonction du *niveau des prix*. Toutefois, le Canada et plusieurs autres pays, dont quatre (l'Australie, la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni et la Suède) ont beaucoup de points communs avec le Canada, ont adopté des cibles explicites en matière d'inflation. Quels effets ces cibles ont-elles eues?

La méthode qui vient le plus naturellement à l'esprit, lorsqu'on veut répondre à cette question, consiste à comparer les résultats obtenus sur le plan macroéconomique par les pays s'étant fixé des cibles en matière d'inflation et les autres pays; c'est ce qu'ont fait les auteurs de deux études importantes.

La première et la plus longue des deux études est celle de Bernanke, Laubach, Mishkin et Posen (1999), qui porte sur les cibles d'inflation établies en Australie, au Canada, en Espagne, en Israël, en Nouvelle-Zélande, au Royaume-Uni et en Suède. Dans tous ces pays, les objectifs fondamentaux du régime mis en place sont les mêmes :

- énoncer clairement les objectifs de la politique monétaire;
- établir un cadre de responsabilité;
- abaisser le coût de la réduction de l'inflation en influant directement sur les attentes relatives aux prix.

Les pays s'étant dotés de cibles semblent avoir réalisé les deux premiers objectifs; néanmoins, selon l'étude de Bernanke et coll., il n'est pas très clair qu'ils aient atteint le troisième. L'estimation de modèles vectoriels autorégressifs (VAR) de l'inflation et de l'écart de production, ainsi que le calcul des ratios de sacrifice dans les deux groupes de pays, n'a pas permis de démontrer que l'adoption de cibles explicites avait des effets marqués ou systématiques.

L'autre étude majeure, celle de Johnson (1999), porte sur un champ plus étroit et mieux délimité. L'auteur examine cinq pays ayant défini des cibles d'inflation (l'Australie, le Canada, la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni et la Suède) et six autres pays qui s'en sont abstenus (l'Allemagne, les États-Unis, la France, l'Italie, le Japon et les Pays-Bas) afin de déterminer si l'adoption de cibles modifie le taux d'inflation attendu, l'incertitude entourant l'inflation et les erreurs dans la prévision de cette dernière. L'accent qui est mis sur les attentes d'inflation est astucieux, parce qu'il permet d'aller au cœur même des questions que Bernanke et ses collaborateurs voulaient étudier, mais ce, d'une façon plus méthodique. Si l'établissement de cibles a pour effet de réduire sensiblement le taux d'inflation attendu, il contribue à diminuer le taux d'inflation effectif au prix d'un écart de production moindre. S'il donne lieu à une baisse de l'incertitude entourant l'inflation, il entraîne un accroissement du bien-être — sous une forme difficile à chiffrer — en améliorant l'allocation des ressources. Enfin, si l'adoption de cibles ne provoque pas de hausse

importante des erreurs de prévision, elle ne fait pas augmenter l'écart moyen de production, en valeur absolue.

En se fondant sur l'observation directe des attentes d'inflation (celles en fait des prévisionnistes de métier), Johnson constate que l'existence de cibles réduit sensiblement le taux d'inflation attendu dans les cinq pays étudiés — surtout en Australie et en Nouvelle-Zélande, l'effet le moins marqué étant observé en Suède. Il ne décèle aucune incidence appréciable des cibles sur l'incertitude entourant l'inflation, sauf en Nouvelle-Zélande. Enfin, il constate que les cibles n'ont aucun effet significatif sur les erreurs de prévision en valeur absolue. Qu'ils se dotent ou non de cibles explicites, tous les pays qui parviennent à réduire leur taux d'inflation obtiennent une désinflation inattendue.

L'étude de Johnson nous permet d'affirmer que la formulation de cibles d'inflation semble bel et bien aider à réduire l'inflation et à la maintenir à un niveau inférieur, et ce, en influant sur le taux d'inflation attendu³.

Les résultats macroéconomiques obtenus par les États-Unis et le Japon confortent, à première vue, les leçons que je tire des travaux dont il vient d'être question. Il est difficile d'imaginer qu'une banque centrale prenant au sérieux les cibles qu'elle s'est fixées en matière d'inflation puisse laisser l'économie plonger dans la déflation comme cela s'est produit au Japon, ou au contraire dans la surchauffe comme cela semble maintenant être le cas aux États-Unis. Ces commentaires relèvent de la spéculation et ne sauraient remplacer une comparaison approfondie des résultats macroéconomiques obtenus selon que des cibles d'inflation ont ou non été adoptées. Il serait extrêmement utile d'examiner les résultats obtenus par ces deux grands pays qui ne se sont pas dotés de cibles à l'égard de l'inflation.

2 Stabilité des prix et stabilité de la production

Les gens conçoivent maintenant de façon beaucoup plus claire l'objectif de stabilité des prix et son rôle dans le contexte plus large de la régulation de l'économie. Ces progrès sur le plan de la clarté ont été graduels, mais leur rythme s'est accéléré depuis quelques années.

Tout repose en fait sur l'idée fondamentale suivante : *la politique que mènent les pouvoirs publics est de l'ordre du processus et non de*

3. On ne peut dire de façon catégorique si les cibles produisent strictement un effet d'annonce sur les attentes d'inflation ou si elles aident la banque centrale à établir progressivement sa crédibilité. David Laidler souligne (dans une lettre personnelle) que, si les deux effets ont leur utilité, c'est le second qui compte lorsqu'on se demande s'il faut prolonger l'application des cibles en vigueur.

*l'événement*⁴. Cette conception dérive des changements qui se sont amorcés il y a environ 30 ans, quand les économistes ont commencé à voir dans les observations macroéconomiques le résultat des choix faits par des agents rationnels opérant au fil du temps dans un monde stochastique. En vertu de ce nouveau cadre théorique, les attentes et l'effet produit sur elles par la politique monétaire prenaient une place centrale dans nos modèles et dans notre compréhension de la manière dont les résultats macroéconomiques sont générés et de la façon d'influer sur ces derniers.

Les progrès réalisés au cours des dernières années peuvent être décrits au moyen de quatre idées fausses qui ont été dissipées au sujet des cibles d'inflation, à savoir :

- i) les cibles d'inflation sont faites pour les « obsédés de l'inflation »⁵;
- ii) elles sont inférieures aux autres règles de conduite de la politique monétaire, comme la règle de taux d'intérêt de Taylor, la règle de base monétaire de McCallum ou d'autres encore, fondées sur les agrégats monétaires;
- iii) elles créent un problème de crédibilité parce qu'elles entrent en conflit avec le pouvoir discrétionnaire de la banque centrale;
- iv) elles sont incompatibles avec les chocs d'offre persistants, qui jouent un rôle prédominant dans les fluctuations macroéconomiques.

2.1 Les cibles d'inflation sont-elles faites pour les « obsédés de l'inflation »?

Les préoccupations que suscitent la stabilité des prix et la stabilité de la production ressortissent à une seule et même idée. Un niveau des prix et une production plus stables accroissent le bien-être économique. Au cours des années 1960, on pensait qu'il existait un arbitrage entre la stabilité des prix et celle de la production. On pouvait certes obtenir en moyenne un niveau de production (et d'emploi) plus élevé, croyait-on, mais uniquement au prix d'une inflation moyenne supérieure⁶.

Une nouvelle conception de l'arbitrage entre la production et l'inflation est apparue durant les années 1970. Il existerait un niveau de

4. Cette idée a été formulée par Neil Wallace lors d'un colloque sur les anticipations rationnelles tenu dans le Maine en 1979.

5. Mervyn King (1996) a employé le terme *inflation nutters* pour expliquer ce que la Banque d'Angleterre entendait (et n'entendait pas) faire au moyen de ses cibles en matière d'inflation.

6. Quelques économistes s'en tiennent encore à cette conception; je me pencherai sur les arguments qui militent pour et contre cette dernière quand j'examinerai la validité d'une cible positive en matière d'inflation.

production naturel (qui augmente et fluctue dans le temps) et un taux d'emploi naturel (qui varie dans le temps) tous deux indépendants du taux d'inflation. Il n'y aurait donc pas d'arbitrage entre la production et l'inflation *en moyenne*. Il existerait cependant un arbitrage entre la *variabilité* de la production et celle de l'inflation⁷. On ne pourrait réduire la variabilité de la production qu'en augmentant celle de l'inflation. Le problème des décideurs consisterait à mettre au point des mécanismes de contrôle permettant de rendre l'arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation aussi favorable que possible, et à choisir le point représentant l'équilibre optimal entre le gain marginal de bien-être social procuré par une variabilité moindre de la production et le coût marginal entraîné par une variabilité supérieure du niveau des prix.

Certains économistes pensaient naguère que l'établissement d'une cible à l'égard du comportement du niveau des prix entraînait en conflit avec cette conception du problème des décideurs vu sous l'angle du contrôle optimal. Ils semblaient croire que la définition d'une cible basée sur le niveau des prix impliquait l'attribution d'un poids élevé à la stabilité des prix et d'un faible poids à la stabilité de la production, ce qui aboutissait nécessairement à un résultat situé à l'extrémité de la courbe décrivant l'arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation.

De nos jours, les économistes de toute obédience se rendent compte que l'adoption de cibles en matière de niveau des prix est l'un des moyens dont les autorités disposent pour influencer sur cet arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation, et que les cibles explicites fixées ne reposent pas sur une préconception du point qu'elles souhaitent viser le long de la relation d'arbitrage.

2.2 Les cibles d'inflation constituent-elles des règles inférieures?

Une cible d'inflation n'est pas une règle, mais un objectif. Tous reconnaissent que cet objectif est difficile à atteindre, et des gens également raisonnables conviennent de disconvenir des moyens permettant d'y parvenir.

L'une des raisons pour lesquelles il est difficile d'atteindre une cible d'inflation est le fait que les instruments d'intervention mis en œuvre par la banque centrale font sentir leurs effets après des délais longs et variables. Il est donc impossible de viser directement le taux d'inflation. La banque centrale doit plutôt viser des *prévisions* du taux d'inflation et de l'écart de production.

7. On attribue habituellement à John Taylor (1979) l'exposé le plus vigoureux et le moins controversé de cette thèse, qui est maintenant la plus répandue.

La banque centrale peut se servir de règles pour influencer sur les résultats macroéconomiques futurs. La règle de taux d'intérêt de Taylor ou la règle de base monétaire de McCallum constituent des méthodes viables, sur papier, pour atteindre une cible en matière d'inflation. Il en va de même d'autres règles fondées sur les agrégats monétaires ou de règles plus complexes faisant appel à l'interprétation de modèles économétriques.

2.3 Les cibles d'inflation entrent-elles en conflit avec le pouvoir discrétionnaire de la banque centrale?

Dans les études relativement anciennes, le débat opposant les règles de conduite de la politique monétaire à l'approche discrétionnaire portait sur la dimension proprement politique de la banque centrale et sur son obligation de rendre des comptes, dans un système démocratique. Une règle était une contrainte imposée par la loi à la banque centrale, généralement afin de maintenir la convertibilité en or des créances sur cette dernière. Dans un cadre discrétionnaire, la banque centrale était libre de prendre les mesures qu'elle jugeait les meilleures dans les circonstances.

Dans la littérature moderne, dont on peut faire remonter le début à Kydland et Prescott (1977), on entend par règles l'instauration de mesures optimales — mais non cohérentes dans le temps — et par approche discrétionnaire l'optimisation des résultats de chaque période (cohérence dans le temps), le risque étant cependant d'obtenir un résultat sous-optimal.

La formulation de cibles à l'égard de l'inflation constitue une tentative de solution du problème que pose l'approche discrétionnaire sous son ancienne forme, mais non dans sa version moderne. Obliger la banque centrale à atteindre une cible en matière d'inflation revient à lui imposer la nature de la fonction de perte qu'elle doit chercher à minimiser. L'adoption d'une cible la laisse toutefois libre d'optimiser son comportement à chaque période dans le cadre de son pouvoir discrétionnaire (afin d'obtenir un comportement cohérent). Cette combinaison d'une cible imposée en matière d'inflation et d'une certaine latitude dans les moyens a été qualifiée par Lars Svensson (1999a) de « pouvoir discrétionnaire encadré » (*constrained discretion*).

Cette expression semble bien décrire le fonctionnement effectif des cibles. Les banques centrales qui se sont dotées de cibles à l'égard de l'inflation n'ont à l'évidence pas renoncé à exercer leur pouvoir discrétionnaire. Pour atteindre les cibles qu'elles se sont fixées, ces banques portent un jugement sur la situation à la lumière des indications fournies par un large éventail de modèles (formels ou non). Le pouvoir discrétionnaire de

la banque centrale n'est cependant pas le même *en présence* de cibles qu'en leur absence. Voici ce qu'écrit Stanley Fischer (2000) à ce propos :

Un régime axé sur la poursuite de cibles d'inflation aide à clarifier le débat qui oppose les règles à une conduite discrétionnaire de la politique monétaire. Un tel régime établit très clairement les objectifs de la politique monétaire et le cadre dans lequel ils doivent être atteints. Ce cadre définit les responsabilités des différents acteurs, les comptes qu'ils ont à rendre et le degré de transparence à assurer. Il laisse toutefois à la banque centrale, l'expert en la matière, le soin d'atteindre la cible au moyen des instruments que le cadre lui permet d'employer.

Cette notion de pouvoir discrétionnaire encadré — selon laquelle la banque centrale peut à sa discrétion décider de la manière d'utiliser les instruments à sa disposition (indépendance de moyens) tout en ayant l'obligation de se conformer aux objectifs de la politique monétaire et au cadre dans lequel celle-ci doit être élaborée — résume bien, et d'une façon qui n'aurait pas été possible il y a 30 ans, ce que nous souhaitons voir faire à la banque centrale. Elle permet de comprendre l'existence de règles (et leur rôle) peut se concilier avec le pouvoir discrétionnaire de la banque centrale dans la conduite de la politique monétaire. [Traduction]

2.4 Les cibles d'inflation sont-elles incompatibles avec les chocs d'offre persistants?

Les chocs d'offre persistants constituent un élément important de la conjoncture macroéconomique. Leur rôle considérable a été mis en lumière par les chocs pétroliers des années 1970 et 1980 ainsi que par le ralentissement de la productivité qui a caractérisé cette période. Ils ont été intégrés aux modèles macroéconomiques courants parallèlement à la théorie relative aux cycles réels au cours des années 1980. De nos jours, ils font partie intégrante de la manière dont nous concevons l'offre au sein de l'économie.

Un choc d'offre négatif engendre la stagflation. La poursuite d'une cible d'inflation qui donne lieu à une diminution de la demande globale en présence d'un choc d'offre négatif accentue la baisse de la production attribuable au choc en question. En revanche, une variation positive de la productivité entraîne une hausse de la production et une réduction du taux d'inflation. Les mesures de stimulation prises en vue de maintenir l'inflation au niveau souhaité amplifient la croissance de la production, de sorte que la

poursuite de cibles d'inflation, en cas de choc d'offre, accentue les fluctuations de la production.

Tout faux! Lorsqu'on adopte une cible en matière d'inflation dans un cadre plus général de stabilisation macroéconomique, la diminution de l'offre globale qui résulte d'un choc négatif imprimé à cette dernière est en partie ratifiée. Comme le choc persiste, cette « ratification » persiste. La mesure dans laquelle le choc d'offre est entériné dépend de l'importance relative que la banque centrale accorde respectivement à la stabilité des prix et à la stabilité de la production.

Il y a toutefois différents types de choc d'offre. Ceux qui résultent d'un changement technologique sont efficaces, tandis que ceux imputables à des interventions ou à des distorsions ne le sont pas. En principe, il faudrait ne pas s'opposer aux chocs efficaces et chercher à atténuer les autres. En pratique, nous ne disposons d'aucune méthode satisfaisante pour les distinguer les uns des autres. Par conséquent, nous ne disposons d'aucun moyen satisfaisant de décider de la meilleure façon de réagir aux chocs d'offre.

Ce problème existe toutefois dans toutes les économies, et l'adoption d'une cible d'inflation n'en modifie pas la nature, pas plus qu'elle ne le rend plus difficile à résoudre.

L'utilisation d'un modèle permettra de rendre plus concrètes les idées que je viens d'exposer.

2.5 Illustration formelle d'un régime axé sur la poursuite de cibles d'inflation

Lars Svensson a mis au point un modèle macroéconomique simple qui illustre le fonctionnement d'un régime visant la réalisation de cibles d'inflation⁸. L'écart de production, exprimé en proportion du PIB potentiel, y , est généré par la fonction d'offre globale à court terme

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Le terme y_{t-1} est l'écart de production de la période précédente, et $\rho (< 1)$ le degré de persistance de l'écart. Le taux d'inflation est représenté par π_t , et l'anticipation rationnelle du taux d'inflation, sous réserve de l'information à la fin de la période précédente, par $E_{t-1}\pi_t$. Le paramètre α exprime la vigueur de la réaction de la production à une variation inattendue de l'inflation (ou du niveau des prix). L'économie subit au cours de chaque

8. Le modèle présenté ici est celui de Svensson (1999b), présentée dans la forme simplifiée par Dittmar, Gavin et Kydland (1999a).

période un choc d'offre ε . Il s'agit de chocs indépendants à probabilité identique de moyenne zéro et de variance σ^2 .

La banque centrale vise un taux d'inflation π^* et n'aime pas que le taux d'inflation effectif s'écarte de π^* . Cependant, elle n'aime pas non plus les écarts de production. Afin d'exprimer de manière formelle ces objectifs de la banque centrale, représentons sa fonction de perte par l'équation

$$L_t = E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left(\lambda y_{\tau}^2 + (\pi_{\tau} - \pi^*)^2 \right) \right]. \quad (2)$$

Au cours de chaque période, la « perte » de la banque centrale est déterminée par le carré du différentiel de l'écart de production par rapport à zéro et le carré de l'écart du taux d'inflation par rapport à la cible. Le coefficient λ représente le rapport entre le poids accordé à l'écart de production et celui que la banque centrale attribue aux écarts du taux d'inflation par rapport à sa cible. La banque centrale se préoccupe non seulement des résultats de la période courante, mais aussi du comportement futur de la production et de l'inflation. Elle applique aux périodes futures le facteur d'actualisation $\beta (< 1)$.

La banque centrale ne s'est pas engagée officiellement envers l'objectif qu'elle poursuit; elle use de son pouvoir discrétionnaire au cours de chaque période pour minimiser L dans l'équation (2), sous réserve de la contrainte imposée par l'équation (1). Dans ce modèle formel, la banque centrale contrôle directement le taux d'inflation. Cette hypothèse est adoptée dans un souci de commodité⁹.

La solution du problème de la banque centrale nous est fournie par une règle de décision qui répartit le choc d'offre de la période courante entre le taux d'inflation et l'écart de production. Il est commode de représenter cette solution par

$$\pi_t = \pi^* - \frac{b}{1 - \alpha b} y_t, \quad (3)$$

le paramètre b étant choisi de manière optimale par la banque centrale.

9. Nous pouvons ajouter des instruments intermédiaires et des équations qui décrivent leurs liens avec la production et l'inflation, ou nous pouvons considérer le taux d'inflation comme la somme des prévisions de la banque centrale au sujet de l'inflation, que cette dernière contrôle, et d'une erreur de contrôle indépendante et à probabilité identique de moyenne zéro.

Étant donné cette règle de décision, le taux d'inflation et l'écart de production s'expriment ainsi :

$$\pi_t = \pi^* - \frac{b}{1 - \alpha b} \rho y_{t-1} - b \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + (1 - \alpha b) \varepsilon_t, \quad (5)$$

et la variabilité de l'inflation et celle de l'écart de production, mesurées par leur variance non conditionnelle, sont de la forme

$$\sigma_\pi^2 = \frac{b^2}{1 - \rho^2} \sigma^2 \quad (6)$$

$$\sigma_y^2 = \frac{(1 - \alpha b)^2}{1 - \rho^2} \sigma^2. \quad (7)$$

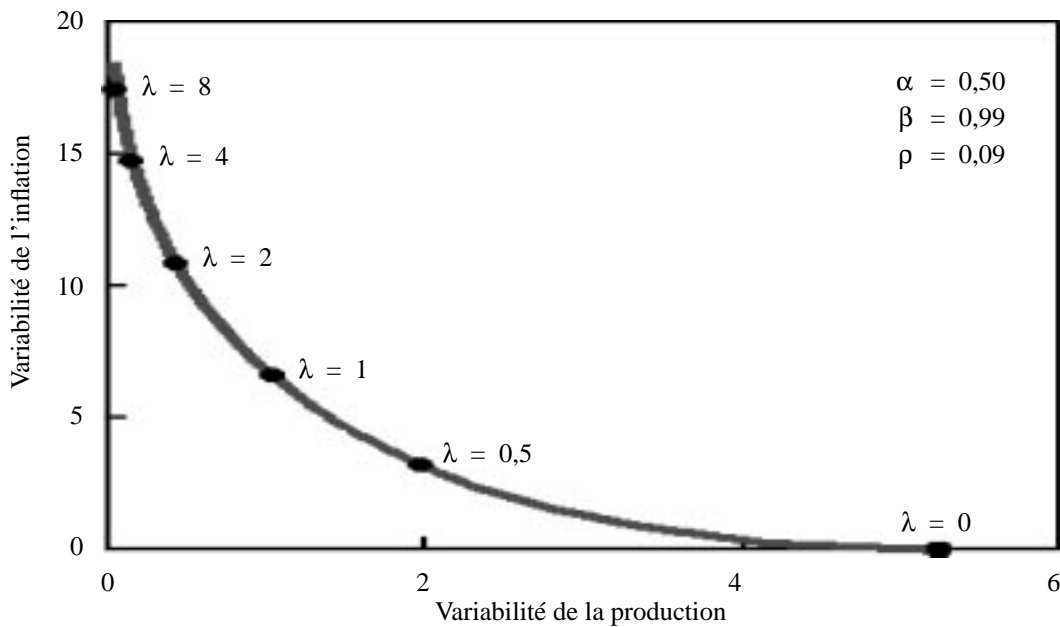
Le paramètre b dépend de tous les paramètres et varie de façon systématique en fonction de λ . Une banque centrale qui n'accorde aucune importance à l'évolution de la production ($\lambda = 0$) pose b égal à zéro, de sorte qu'elle stabilise le taux d'inflation à π^* et laisse l'écart de production suivre le sentier $\rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, avec une variance non conditionnelle égale à $1/(1 - \rho^2)\sigma^2$.

Une banque centrale qui accorde une grande importance à l'évolution de la production, $\lambda = \lambda^*$, fixe $b = 1/\alpha$ de manière que l'écart de production suive le sentier ρy_{t-1} avec une variance non conditionnelle égale à zéro.

L'arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation dépend de b ainsi que de α , ρ et σ . Les valeurs de ces paramètres dépendent de la durée de l'intervalle représenté par l'indice t . Quand t correspond à un trimestre, les paramètres prennent les valeurs raisonnables suivantes : $\rho = 0,9$ et $\alpha = 0,5$. La Figure 1 illustre l'arbitrage en question, la variance du choc d'offre qui ne dure qu'une période étant normalisée à l'unité.

Une fois ces valeurs choisies pour ρ et α , posons b égal à $2/3$, de sorte que l'inflation et l'écart de production aient des variances identiques égales à 2,34 fois celle du choc d'offre d'une période. Quand $b = 2 = 1/\alpha$, l'écart de production est stabilisé à zéro, et le taux d'inflation est extrêmement variable autour de sa valeur cible π^* . Quand elle choisit $b = 0$, une banque centrale « obsédée par l'inflation » stabilise le taux d'inflation à son niveau cible au prix d'une variabilité de la production qui est environ cinq fois plus élevée que la variance du choc d'offre d'une période.

Figure 1
Arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation



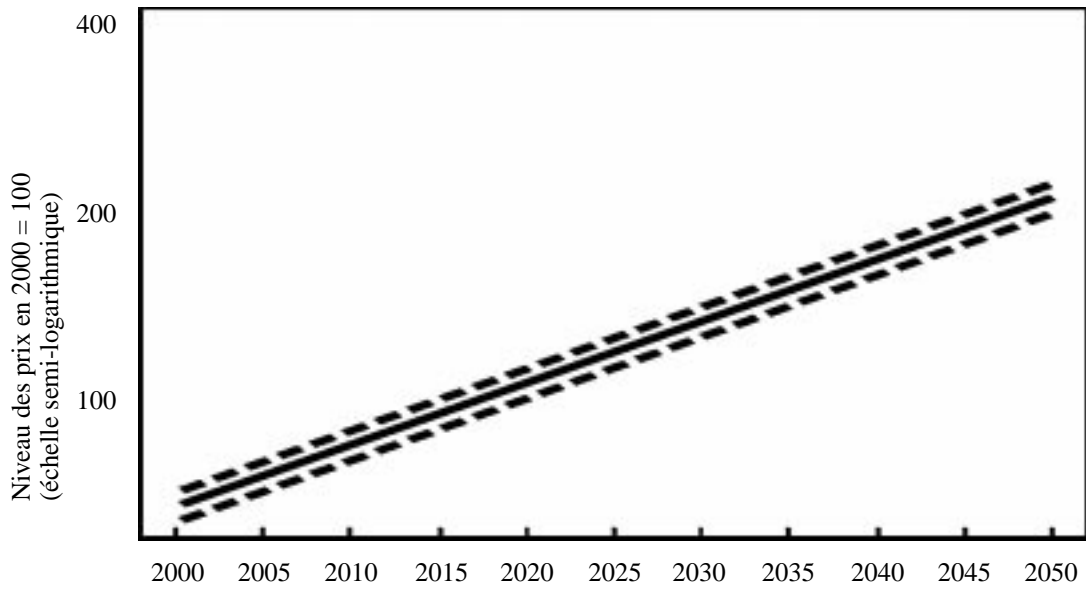
Nous avons vu que l'établissement de cibles d'inflation fournit un cadre général de stabilité macroéconomique qui n'empêche pas d'accorder une grande importance à la stabilité de la production, qui permet d'utiliser l'une ou l'autre des nombreuses techniques de contrôle monétaire proposées, qui contraint la banque centrale à viser un objectif bien défini — tout en la laissant libre de puiser dans son expertise et dans les moyens à sa disposition pour atteindre l'objectif en question — et qui tient compte comme il se doit des chocs d'offre persistants, en les entérinant en partie.

3 Niveau des prix ou taux d'inflation

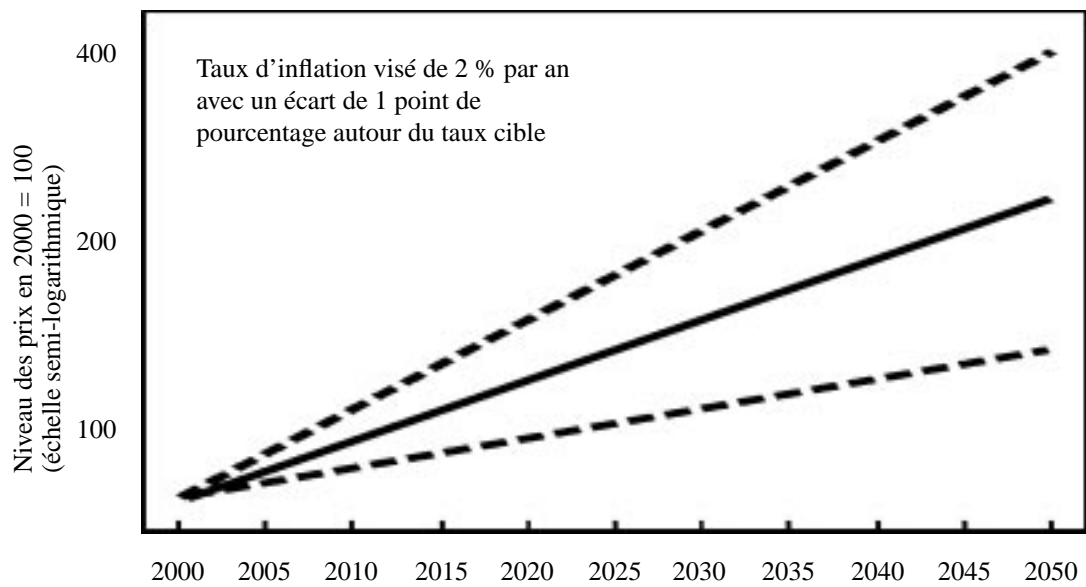
La stabilité des prix a été exprimée jusqu'ici sous la forme d'une cible explicite d'inflation. Je me pencherai maintenant sur la question suivante : y a-t-il une différence selon qu'on exprime l'objectif de stabilité des prix sous la forme d'une trajectoire cible pour l'évolution du *niveau des prix* ou d'un *taux d'inflation* cible? Il ne s'agit pas ici de choisir entre différents taux d'inflation moyens, mais entre une marche aléatoire et une tendance déterministe que devrait suivre le sentier central d'évolution du niveau des prix.

La Figure 2 fait bien ressortir la différence entre les deux possibilités. Une cible exprimée en fonction du niveau des prix (graphique a) indique la trajectoire que doit suivre le (logarithme du) niveau des prix et la fourchette de variation dont celle-ci est assortie. Une cible formulée sous la forme d'un

Figure 2
Cibles exprimées en fonction du niveau des prix ou de l'inflation



a. Cible exprimée en fonction du niveau des prix



b. Cible exprimée en fonction du taux d'inflation

taux d'inflation (graphique b) indique le sentier que doit suivre le taux d'inflation et la fourchette entourant ce sentier. Elle implique, pour ce qui est de l'évolution des prix, un cône de variation qui va s'élargissant.

Il convient de noter que, si le choix entre ces deux façons de formuler l'objectif de stabilité des prix figurait au programme des deux colloques qui ont servi de point de départ à nos discussions actuelles, il n'y occupait pas une place centrale. À une importante exception près, sur laquelle je reviendrai plus loin, on tenait pour acquis que la question avait été réglée à un colloque antérieur de la Banque du Canada, celui de 1993 (voir Banque du Canada, 1994).

Lors de ce colloque de 1993, Scarth (1994, p. 102) avait formulé la question en ces termes : « Une dévaluation ponctuelle peut-elle être une « bonne chose »? [...] une réponse positive à cette question remettra fondamentalement en cause l'objectif d'une stabilité [...] des prix. » Il entreprenait ensuite de montrer que, dans l'économie déterministe à générations imbriquées qu'il étudiait, une dévaluation ponctuelle améliorerait le bien-être. Par conséquent, la stabilité des prix n'était pas souhaitable.

La conclusion de Scarth, bien qu'il y eût abouti de façon complètement différente, cadrait avec l'opinion courante à cette époque, selon laquelle, pour reprendre les propos de Svensson, « le choix entre une cible basée sur le niveau des prix et une cible fondée sur l'inflation équivaut à un arbitrage entre la variabilité à faible fréquence du niveau des prix, d'une part, et la variabilité à haute fréquence de l'inflation et de la production, d'autre part » [traduction]¹⁰. Cette opinion reposait sur le raisonnement intuitif suivant : « Lorsque la cible visée est établie en fonction du niveau des prix, une inflation supérieure à la moyenne doit être suivie d'une inflation inférieure à la moyenne, [partant] d'une variabilité supérieure de l'inflation [...] et, en raison de la rigidité des valeurs nominales, d'une variabilité supérieure de la production. » (Svensson, 1999b, p. 278, traduction)

Ce point de vue était le résultat des simulations effectuées à l'aide de petits modèles macroéconomiques, dont Lebow, Roberts et Stockton (1992) ainsi que Haldane et Salmon (1995), entre autres auteurs, avaient exposé les résultats. Dans tous les cas où l'adoption d'une cible relative au niveau des prix accroissait la variabilité de la production, les attentes d'inflation étaient rétrospectives et ne tenaient aucunement compte de la politique monétaire effectivement appliquée par la banque centrale.

10. Svensson (1999b, p. 278). On trouvera chez le même auteur des renvois aux études qui sont à la source de ce qu'il considère comme l'opinion communément admise (*conventional wisdom*).

Fillion et Tetlow (1994) ont contesté le raisonnement intuitif sur lequel reposait l'opinion générale, sans pour autant faire disparaître l'arbitrage perçu entre les variables réelles et nominales. Dans leur petit modèle stochastique, qui combinait des attentes rationnelles prospectives et des attentes rétrospectives, les simulations montraient que la stabilisation du niveau des prix *réduisait* la variabilité de l'inflation mais *augmentait* celle de la production (voir Fillion et Tetlow, 1994, p. 175). Laxton, Ricketts et Rose (1994) obtenaient un résultat analogue.

Le nouveau raisonnement intuitif est alors devenu le suivant : lorsqu'on vise une cible exprimée en fonction du niveau des prix, toute hausse du taux d'inflation est considérée comme temporaire de sorte que, dans ce type de régime, le taux d'inflation attendu n'augmente pas autant et la variabilité de l'inflation s'en trouve réduite¹¹. Par contre, la variabilité de la production s'accroît parce que la réaction des autorités aux chocs d'offre qui sont à l'origine de la hausse du niveau des prix diminue la demande globale. Dans la mesure où les attentes sont rétrospectives, cette réaction des autorités fait baisser la production davantage encore que le choc d'offre initial.

Tel était l'état des connaissances, résumé avec sagacité par Pierre Duguay (1994) juste après le colloque de 1993.

Les idées ont commencé à changer vers le milieu des années 1990, lorsqu'est paru un important article de Lars Svensson (1999b) qui remettait en question l'arbitrage perçu. Svensson montrait que, si la politique monétaire est endogène et que les attentes sont rationnelles, la formulation d'une cible basée sur le niveau des prix permet de réduire la variabilité du niveau des prix et de l'inflation par rapport à celle que l'on observe quand la cible est définie en fonction de l'inflation, sans faire augmenter la variabilité de la production. Il existait donc bel et bien un « avantage gratuit » (*free lunch*). Dittmar et Gavin (2000) ainsi que Vestin (2000) ont montré que ce résultat de Svensson peut être obtenu dans des modèles reposant sur des fondements microéconomiques de type classique ou keynésien.

De manière à faire apparaître le plus clairement possible la source de l'avantage gratuit, reprenons la démonstration de Svensson à l'aide du modèle tout juste examiné. Remplaçons le taux d'inflation et le taux d'inflation attendu par les identités suivantes, qui expriment le niveau des prix et le niveau des prix attendu :

$$p_t \equiv p_{t-1} + \pi_t, \quad (8)$$

11. Laidler et Robson (1994) ont été les premiers à décrire un cas particulier de ce nouveau raisonnement.

$$E_{t-1} \equiv p_{t-1} + E_{t-1}\pi_t. \quad (9)$$

Le terme p est ici le logarithme du niveau des prix. Le taux d'inflation est défini par l'équation (8), et le taux d'inflation attendu par l'équation (9).

Lorsqu'on adopte ces définitions, l'équation d'offre globale (1) devient

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(p_t - E_{t-1}p_t) + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Si ce n'est qu'elle est exprimée en fonction du niveau des prix, cette équation est identique à l'équation (1).

Le niveau des prix visé par la banque centrale est $p_t^* = p_{t-1}^* + \pi^*$. Comme la banque s'intéresse maintenant aux écarts du niveau effectif des prix par rapport à cette cible, la fonction de perte devient

$$L_t = E_t \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left(\lambda y_{\tau}^2 + (p_{\tau} - p_{\tau}^*)^2 \right) \right]. \quad (11)$$

Là encore, p remplace π , et p_{τ}^* remplace π^* . Cependant, l'équation (11) n'est *pas* identique à l'équation (2). Dans l'équation (2), la banque se soucie uniquement de ne pas rater sa cible d'inflation. Dans l'équation (11), elle s'inquiète si elle manque sa cible de niveau des prix, ce qui revient à se préoccuper des « ratages » *cumulatifs* en matière de taux d'inflation.

Lorsqu'on prend pour cible le taux d'inflation, le problème consiste à minimiser l'équation (2), sous réserve de l'équation (1). Lorsque la cible est le niveau des prix, le problème consiste à minimiser l'équation (11), sous réserve de l'équation (10). À noter que π joue dans le premier problème exactement le même rôle que p dans le second. Signalons également que le terme y joue le même rôle dans les deux cas. Par conséquent, lorsque nous résolvons le second problème (la cible est basée sur le niveau des prix), nous obtenons pour p la même solution que pour π dans le premier (la cible est fondée sur le taux d'inflation). Dans les deux cas, nous obtenons la même solution pour y .

Le niveau des prix suit maintenant le sentier décrit par

$$p_t = p_t^* - \frac{b}{1 - \alpha b} \rho y_{t-1} - b \varepsilon_t, \quad (12)$$

et sa variabilité est exprimée par

$$\sigma_p^2 = \frac{b^2}{1 - \rho^2} \sigma^2, \quad (13)$$

ce qui est identique à la variance du taux d'inflation lorsque celui-ci est pris pour cible.

Le taux d'inflation réagit maintenant à la *variation* de l'écart de production, de la manière suivante :

$$\pi_t = \pi^* - \frac{b}{1 - \alpha b} \rho (y_{t-1} - y_{t-2}) - b(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}), \quad (14)$$

et la variabilité de l'inflation, mesurée par la variance non conditionnelle du taux d'inflation, est exprimée par

$$\sigma_\pi^2 = \frac{2b^2}{(1 + \rho)} \sigma^2. \quad (15)$$

Si nous comparons la variabilité de l'inflation dans les deux régimes de cibles, nous constatons que la poursuite d'une cible de niveau des prix se traduit par une variabilité moindre de l'inflation si $\rho > 0,5$.

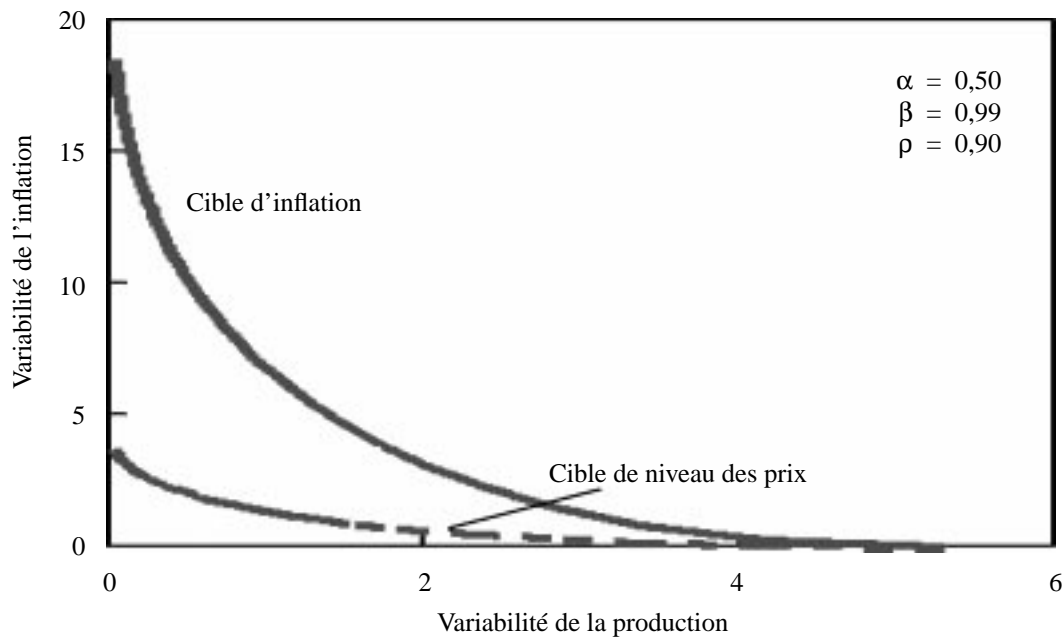
Pour la valeur probable de $\rho = 0,9$, la variance du taux d'inflation est cinq fois plus élevée lorsqu'on prend pour cible le taux d'inflation que lorsqu'on vise le niveau des prix, à variance donnée de l'écart de production. La Figure 3 illustre les deux arbitrages entre variabilités et l'avantage gratuit qu'on obtient quand la cible est formulée en fonction du niveau des prix¹².

L'étude de Svensson amène à se poser deux questions. En premier lieu, d'où provient l'avantage gratuit? En second lieu, peut-on s'attendre à ce que le résultat obtenu dans ce modèle se vérifie dans les faits?

La source de l'avantage est facile à déceler. Lorsque le taux d'inflation est pris pour cible, la règle de décision fait en sorte qu'il réagisse à l'écart de production. Par conséquent, la variance du taux d'inflation est proportionnelle à celle de l'écart de production. Lorsqu'on vise le niveau des prix, c'est le *niveau des prix* qui réagit à l'écart de production, de sorte que le taux d'inflation réagit alors à la *variation* de l'écart de production. À condition que le choc d'offre soit suffisamment persistant ($\rho > 0,5$), la variance de la variation de l'écart de production est inférieure à la variance de l'écart lui-même.

Ce résultat de l'avantage gratuit se vérifie-t-il dans les faits? Il est toujours difficile de répondre à ce genre de question, et la réponse dépend essentiellement de la crédibilité de la banque centrale. Je reviendrai sur ce point lorsque j'aurai passé en revue les travaux dont les conclusions sont favorables à l'adoption d'une cible basée sur le niveau des prix.

12. L'existence d'un équilibre et le concept d'équilibre employé dans les travaux de Svensson et de Dittmar et Gavin soulèvent quelques questions d'ordre technique. J'évoque certaines d'entre elles dans l'Annexe.

Figure 3**L'avantage gratuit découlant d'une cible basée sur le niveau des prix**

Quatre catégories d'études m'incitent à penser que l'on peut se fier à ce résultat de l'avantage gratuit.

Premièrement, le résultat résiste bien aux changements d'hypothèses. Svensson (1999b) montre qu'il se vérifie dans les cas où la banque centrale prend pour cible le taux d'inflation ou le niveau des prix de manière indirecte, en s'efforçant de contrôler un agrégat monétaire ou d'autres instruments. Dittmar et Gavin (2000) obtiennent également ce résultat quand l'équation d'offre globale est de forme néokeynésienne, c'est-à-dire que les attentes courantes en matière d'inflation (de niveau des prix) future y entrent par le truchement de l'effet produit sur les accords salariaux. Vestin (2000) montre que ce résultat est aussi observé quand un processus d'établissement des prix à la Calvo (1983) est incorporé à la fonction d'offre globale. Il est intéressant de noter que, lorsque les attentes sont prospectives, le processus d'établissement des prix entraîne une persistance suffisante du côté de l'offre pour que le résultat de l'avantage gratuit se vérifie, même lorsque ρ est inférieur à 0,5.

Deuxièmement, le résultat de l'avantage gratuit se vérifie dans le grand modèle d'économie ouverte élaboré par le Conseil de la Réserve fédérale pour représenter l'économie américaine. John Williams (1999) se penche sur une catégorie de règles dans lesquelles le taux d'intérêt réagit à des cibles fixées à l'égard du taux d'intérêt lui-même, de l'inflation et de l'écart de production. Il compare quatre définitions de la cible d'inflation —

taux d'inflation trimestriel, annuel et triennal, et niveau des prix — et fait varier la pondération relative de l'inflation et de l'écart de production (représentée par λ dans les modèles simples exposés précédemment) afin d'obtenir des frontières de variabilité. Dans les simulations de Williams, la cible définie en fonction du taux d'inflation triennal se révèle supérieure pour toutes les pondérations possibles de l'écart de production et de l'inflation. Par contre, dans l'intervalle pertinent du point de vue empirique, une cible de niveau des prix donne des résultats presque aussi bons qu'une cible fondée sur le taux d'inflation triennal et se comporte mieux qu'une cible basée sur le taux d'inflation annuel.

Troisièmement, une version de l'avantage gratuit a été décrite dans l'étude de Black, Macklem et Rose (1998), présentée au colloque de 1997 de la Banque. Cette étude faisait état des résultats de simulations effectuées à l'aide d'un petit modèle stochastique, dans lesquelles les autorités prenaient pour cibles *à la fois* le taux d'inflation et le niveau des prix. La règle utilisée était de la forme suivante :

$$\text{taux d'intérêt} = \dots + \theta(\pi - \pi^*) + \tau(p - p^*). \quad (16)$$

Lorsque $\tau = 0$, cette règle ne porte que sur le taux d'inflation. Les points situés sur la frontière variabilité de l'inflation-variabilité de la production sont obtenus pour différentes valeurs de τ et comparés avec le cas où ce paramètre est égal à zéro. Les simulations sont menées en deux étapes. Dans un premier temps, les attentes restent constantes; le modèle produit le résultat conforme à l'opinion communément admise : la poursuite d'une cible basée sur le niveau des prix accroît la variabilité tant du taux d'inflation que de l'écart de production. Dans un second temps, on postule que les attentes s'adaptent à la politique mise en œuvre. L'avantage gratuit se matérialise alors.

Quatrièmement, les observations recueillies dans le seul cas où le niveau des prix a concrètement servi de cible sont favorables à l'existence d'un avantage gratuit. La Banque de Suède a abandonné l'étalon-or pour une cible exprimée en fonction de l'indice des prix à la consommation (IPC) (ramené à 100) en septembre 1931¹³. L'expérience s'est déroulée jusqu'en avril 1937, date à laquelle cette cible a été abandonnée au profit d'un objectif basé sur le taux de change. Pendant les 67 mois qu'a duré l'expérience, l'indice a atteint un sommet de 101,5 en 1932, puis est tombé à un creux de 98,4 en 1933, pour ensuite monter progressivement jusqu'à 104, au moment où ce régime a pris fin. Au cours de toutes ces années, la Suède a été l'un des pays où la récession a été le moins marquée, résultat qui a été

13. Voir Fisher (1934), Jonung (1979), Black et Gavin (1990), Berg et Jonung (1998) et Dittmar, Gavin et Kydland (1999b).

imputé à sa décision d'abandonner l'étalon-or et d'éviter une chute prononcée du niveau des prix (Bernanke, 1995).

Dans les commentaires qu'il a consacrés à l'étude de Black et coll., Gregor Smith (1998) affirme que l'idée que le choix d'une cible basée sur le niveau des prix améliore les résultats relève de la spéculation, et que l'abondante expérience que l'on a de ce genre de régime jette sur cette option un éclairage défavorable. Smith fait allusion à l'ère de l'étalon-or : les données qu'il fournit pour « prouver » que ce genre de régime est fortement déstabilisateur proviennent de la période de triste mémoire qu'ont été les années 1920 au Royaume-Uni.

Il est évident à mes yeux que l'exemple de Gregor Smith n'est pas le bon et que la période de l'histoire monétaire à laquelle il songe illustre ce qui arrive lorsqu'on *ne* choisit *pas* pour cible le niveau des prix. Il convient de répéter que la Suède a dû abandonner l'étalon-or pour se fixer une cible relative au niveau des prix et qu'il est généralement admis que les résultats *réels* qu'elle a obtenus pendant les années 1930 ont été parmi les meilleurs, justement grâce à ce choix.

J'ai indiqué que la crédibilité était la clé de l'efficacité d'une cible fondée sur le niveau des prix. Si les attentes sont rétrospectives, la production peut devenir plus variable si l'on prend pour cible ce dernier plutôt que le taux d'inflation. Quelle est donc l'importance de la crédibilité?

Barnett et Engineer (2001) consacrent à cette question une analyse assez approfondie. Quant à Maclean et Pioro (2001), elles l'étudient sous l'angle empirique dans le cadre du Modèle trimestriel de prévision de la Banque du Canada. Barnett et Engineer montrent que, lorsque la banque centrale agit de façon discrétionnaire, il est bon de viser une cible basée sur le niveau des prix quand les attentes sont prospectives soit directement, soit indirectement du fait de la persistance de la production¹⁴. Maclean et Pioro démontrent, au moyen d'un grand nombre de simulations, que le résultat de l'avantage gratuit exige une certaine crédibilité, mais qu'il n'est pas nécessaire que cette dernière soit totale, loin de là. Ce résultat empirique cadre grosso modo avec les résultats analytiques.

14. Ils montrent aussi qu'en situation d'engagement de la part des autorités, il est bon d'adopter une cible basée sur le niveau des prix lorsque la banque peut prendre pour cibles des variables courantes et que les attentes sont directement prospectives. Autrement, il est optimal de se doter d'une cible quelconque à l'égard de l'inflation lorsque la dérive du niveau des prix est liée au coefficient de pondération des attentes qui ne sont pas prospectives. Je fais l'hypothèse que les résultats discrétionnaires sont les seuls qui soient possibles dans les circonstances actuelles, de sorte que j'écarte les résultats inatteignables qui nécessitent un engagement de la part des autorités.

Il convient de souligner que, pour obtenir l'avantage gratuit, il faut que la production présente un coefficient d'autocorrélation supérieur à 0,5, ce qui est le cas, et que la banque centrale use de son pouvoir discrétionnaire pour viser de manière transparente son objectif déclaré à l'égard du niveau des prix ou de l'écart de production, de façon que les anticipations prospectives réagissent à la politique qu'elle mène effectivement.

4 Inflation nulle ou inflation positive

Le choix d'une cible basée sur le niveau des prix ne dit rien de la pente du sentier visé. Cette pente doit-elle être positive ou égale à zéro? Dans un exposé convaincant et élégant présenté au colloque de la Banque en 1997, Serge Coulombe (1998) s'est fait l'avocat de cibles exprimées en fonction du niveau des prix et de prix stables. À l'issue d'une analyse centrée sur l'allocation entre périodes et les distorsions qu'entraîne l'inflation dans les signaux de nature intertemporelle transmis par les prix, il concluait qu'un régime caractérisé par la stabilité des prix est clairement supérieur du point de vue théorique (p. 27).

L'état de nos connaissances n'a guère changé depuis le dernier colloque en ce qui concerne les avantages d'un taux d'inflation égal à zéro. Tous conviennent que les gains sont difficiles à mesurer. Certains, à l'instar de Coulombe, estiment néanmoins qu'ils sont importants. D'autres, plus sceptiques, considèrent que, si l'on n'a pas d'indications quantitatives claires de gains importants, cela signifie probablement qu'ils sont négligeables. Personne cependant, pas même le pire des sceptiques, n'irait jusqu'à dire que l'inflation est en soi une bonne chose. Ceux qui nous mettent en garde contre la stabilité du niveau des prix affirment plutôt que celle-ci est trop coûteuse.

C'est du côté des coûts que nos connaissances ont le plus progressé. Il y a trois raisons pour lesquelles une inflation positive pourrait être préférée à une inflation nulle :

- i) l'inflation mesurée est supérieure à l'inflation véritable; il faut donc viser la stabilité du vrai niveau des prix et accepter une hausse du niveau des prix mesuré;
- ii) l'inflation lubrifie les rouages du marché du travail et rend son fonctionnement plus efficient;
- iii) les taux d'intérêt nominaux ne peuvent devenir négatifs; si l'on vise la stabilité du niveau des prix, on se heurtera trop souvent à la borne du zéro et les autorités monétaires seront dans l'impossibilité de hâter la fin d'une récession en abaissant les taux.

4.1 Le biais de mesure

La première raison de viser un taux d'inflation positif est facile à écarter, à la lumière des connaissances que nous possédions lors du dernier colloque de la Banque du Canada. Le biais de mesure que recèle l'IPC au Canada est estimé à + 0,5 % par année (Crawford, Fillion et Laffèche, 1998). Cette estimation ne tient pas compte du biais par défaut susceptible de résulter des hausses de frais ou de droits imposés sur les biens et services fournis par l'État, qui sont exclus de l'IPC.

Par conséquent, si le biais de mesure était la seule raison d'envisager un taux d'inflation positif, le taux cible serait de 0,5 % par an pour l'IPC tel qu'il est calculé actuellement.

Ce ne serait toutefois pas très compliqué de demander à Statistique Canada d'élaborer « un indice de la valeur de la monnaie » (IVM) qui serait égal à l'IPC corrigé de la meilleure estimation disponible du biais de mesure. Il serait peut-être bon également d'exclure de l'IVM les composantes très volatiles de l'IPC (à condition qu'elles aient une moyenne de zéro sur une période relativement courte). On pourrait aussi omettre les prix sensibles aux taux d'intérêt, comme c'est le cas dans l'indice CPIX en Nouvelle-Zélande et l'indice RPIX au Royaume-Uni. On pourrait en outre faire abstraction des effets initiaux des impôts indirects pour ne retenir qu'une mesure de l'inflation de base, comme c'est le cas au Canada. L'IVM pourrait enfin être calculé sous la forme d'une moyenne mobile sur une période plus longue que ce n'est le cas pour l'IPC. La valeur de base de l'indice serait de 100.

Un IVM constant, assorti d'une fourchette définissant les écarts acceptables, servirait de cible de stabilité des prix.

4.2 Le rôle de lubrifiant joué par l'inflation

Certains travaux importants, menés à bien depuis le dernier colloque de la Banque du Canada, jettent un éclairage nouveau sur le rôle de lubrifiant que l'inflation jouerait sur le marché du travail. Il convient d'évaluer ces travaux avec soin.

Les tenants de l'hypothèse de « lubrification » présument que les taux de rémunération nominaux sont rigides à la baisse. En conséquence, si une baisse du taux de rémunération *réel* nécessite une réduction du taux de rémunération *nominal*, cette baisse réelle ne se produira pas. L'ajustement par les prix ne se fait pas sur un marché du travail qui présente cette caractéristique, l'allocation des ressources n'est pas optimale et le taux de chômage augmente.

On considère souvent qu'il est possible d'éviter ce problème en maintenant l'inflation à un taux suffisamment élevé pour que toutes les baisses de rémunération réelle qui sont nécessaires puissent être obtenues au moyen d'un gel des salaires nominaux concernés, cependant que les autres taux de rémunération augmentent.

La thèse de la lubrification est revenue à l'avant-scène au milieu des années 1990 grâce aux travaux d'Akerlof, Dickens et Perry (1996) ainsi que de Fortin (1996). Selon ces auteurs, des observations convaincantes ont permis à cette thèse d'accéder au rang de fait avéré. Le fameux histogramme de Fortin, avec son pic spectaculaire à la valeur zéro sur l'axe des variations de salaires nominaux, a reçu des interprétations diverses, mais l'on considérait généralement qu'il étayait la thèse de la lubrification.

Cette question a été l'un des principaux thèmes du colloque de 1997 ainsi que du présent séminaire. La manière la plus efficace de l'aborder consiste à procéder en deux étapes. Tout d'abord, les données salariales indiquent-elles l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux? Ce phénomène existe-t-il? Ensuite, s'il existe bel et bien, quelles en sont les conséquences? Se traduit-il par un arbitrage permanent entre l'activité réelle (la production et le chômage) et l'inflation? Des travaux utiles ont été menés sur ces deux questions, que je propose de passer en revue dans la prochaine sous-section.

4.2.1 La rigidité à la baisse des salaires nominaux existe-t-elle?

À l'issue d'un examen complet et approfondi de plusieurs ensembles de données canadiennes, Crawford et Harrison (1998) trouvent deux raisons de soupçonner que les taux de rémunération nominaux sont rigides à la baisse : i) les gels salariaux ont augmenté en proportion pendant les années 1992-1996, caractérisées par une faible inflation; ii) les réductions de salaires ont été peu nombreuses en proportion. À l'aide d'un modèle de survie, ils estiment l'effet maximal de la rigidité. Selon leurs estimations, la proportion des gels de salaires nominaux connaît une hausse de 10 à 15 % lorsque le taux d'inflation passe de 6 à 2 %.

Ils constatent également trois faits qui militent en faveur de la flexibilité des salaires : i) l'asymétrie de la distribution des variations salariales devient plus négative quand l'inflation est faible; ii) bien que la proportion des réductions de salaires soit peu élevée, elle a *augmenté* pendant les années 1992-1996; iii) des gels salariaux se produisent à tous les taux d'inflation (observés), et non uniquement quand ceux-ci sont faibles.

Crawford et Harrison ainsi que la commentatrice de leur étude, Bowlus (1998), ont pris soin de souligner les limites des ensembles de

données dont ils disposaient et la nécessité d'en utiliser plusieurs pour avoir la meilleure idée possible du comportement des salaires.

Une étude récente de Jennifer Smith (2000) jette une lumière nouvelle sur la rigidité des salaires nominaux et enrichit sensiblement notre connaissance de la question. Smith se sert d'un ensemble de données détaillées, recueillies au Royaume-Uni, qui lui permet de neutraliser l'effet de trois facteurs susceptibles de faire croire à tort à l'existence d'une rigidité des salaires nominaux : i) l'erreur de mesure; ii) l'erreur d'arrondissement; iii) les contrats de travail de longue durée.

Les données proviennent de l'étude de panel sur les ménages britanniques (British Household Panel Study ou BHPS), dans le cadre de laquelle environ 10 000 personnes ont été interrogées chaque année de 1991 à 1996; seules étaient interviewées les personnes qui conservaient leur emploi d'une année à l'autre. Des renseignements étaient recueillis notamment sur la rémunération des heures supplémentaires et les primes reçues, et le salaire était défini par la rémunération hebdomadaire brute normale. Les histogrammes établis à partir des données brutes¹⁵ présentent un pic marqué à zéro, comme les distributions exposées par Crawford et Harrison ainsi que par Fortin dans le cas du Canada. Plus la moyenne de la distribution des variations salariales est faible et plus le pic est prononcé, mais celui-ci ne présente aucun rapport avec le taux d'inflation moyen. Durant les cinq années de la période considérée, 9 % des salaires nominaux sont rigides, mais 23 % des personnes faisant partie de l'échantillon subissent une baisse de salaire nominal.

L'inclusion des heures supplémentaires et des primes incite immédiatement à soupçonner que ce facteur est à l'origine de la flexibilité qu'affichent les données. Heureusement, les gens indiquent quand ils reçoivent une rémunération de ce genre, de sorte qu'on peut en neutraliser l'effet. Chose étonnante peut-être, le sous-échantillon dans lequel les heures supplémentaires et les primes ont été exclues se comporte de la même façon que l'échantillon complet.

Afin d'estimer l'effet de l'erreur de mesure, Smith (2000) exploite le fait — propre à la BHPS — que les personnes interrogées se voient donner la possibilité de vérifier leurs bordereaux de paie lorsqu'elles déclarent leur rémunération. Dans le sous-échantillon composé des personnes n'ayant pas vérifié leurs bordereaux de paie, 25 % déclarent une baisse de salaire et 10 % un gel de leur rémunération. Ces chiffres passent respectivement à 18 % et à 6 % dans le sous-échantillon composé des personnes qui ont consulté leur bordereaux de paie. Par conséquent, si l'on fait l'hypothèse

15. Figure 1, p. C181.

(raisonnable) que les réponses de ces personnes ne comportent aucune erreur et que les réponses de celles qui n'ont pas vérifié leurs bordereaux de paie en contiennent une, l'erreur de mesure donne une idée exagérée de la rigidité réelle. Cette conclusion est contraire à l'hypothèse d'Akerlof, Dickens et Perry, selon lesquels l'erreur de mesure que renferment les données de panel fait paraître les salaires plus flexibles qu'ils ne le sont en réalité.

Pour estimer l'effet de l'erreur d'arrondissement, Smith examine les données brutes de la paie afin de déterminer, dans chaque déclaration, si elle est arrondie au multiple de 5 £ le plus proche jusqu'à 1 000 £. La rigidité apparente due à l'arrondissement n'est pas importante, mais la correction de ce facteur ramène à elle seule à 9 % le pic observé à zéro.

Pour étudier l'effet des contrats de longue durée, Smith examine en détail les intervalles (en mois) qui séparent les entrevues. Ces dernières sont menées à des intervalles qui varient entre 3 et 19 mois. Smith constate que la proportion la plus élevée (12,5 %) de variations salariales égales à zéro correspond aux personnes interrogées 9 mois ou moins après l'entrevue précédente. Quand les intervalles sont de 10, de 11 ou de 12 mois, cette proportion est à peu près constante à 8 %. Au delà de 14 mois, la proportion des variations égales à zéro tombe à 4 %. Tout compte fait, Smith estime à environ 50 % la part de la rigidité apparente des données attribuable à l'interaction de la durée des contrats salariaux et de la fréquence des entrevues.

Lorsqu'on examine ensemble ces trois facteurs, l'erreur de mesure explique 40 % de la rigidité apparente, l'arrondissement des données 15 % et les contrats de longue durée 50 %. Smith fait remarquer que, si les trois facteurs étaient indépendants, il y aurait moins de 0 % de variations nulles!

Parce que ces facteurs ne sont pas indépendants, ils rendent compte en fait de 90 % de la rigidité observée. Comme 10 % des personnes interrogées déclarent une variation salariale nulle, seulement 1 % des travailleurs qui gardent le même emploi reçoivent véritablement le même salaire nominal au cours de deux années successives.

Dans quelle mesure pouvons-nous généraliser les résultats de Smith pour les étendre à d'autres pays, notamment au Canada? Nous serions en bien meilleure posture pour le dire si nous disposions d'une enquête canadienne présentant les caractéristiques de la BHPS et nous permettant de vérifier les sources de la rigidité affichée. Il reste que, dans les domaines où l'étude faite au Royaume-Uni et les enquêtes effectuées au Canada et aux États-Unis fournissent des renseignements comparables, il existe des similitudes remarquables entre ces trois économies.

En premier lieu, on observe une similitude entre les chiffres bruts de la BHPS et les valeurs moyennes des données de la PSID utilisées par Kahn (1997), Lebow, Stockton et Wascher (1995) et McLaughlin (1994), les données de la PSID et de la CPS dont se servent Card et Hyslop (1997), les sources canadiennes utilisées par Crawford et Harrison (1998), ainsi que les résultats de l'Enquête sur l'activité dont fait état Bowlus (1998)¹⁶. Si l'on fait abstraction des données de Fortin relatives aux grands syndicats, les variations salariales égales à zéro vont de 7 % d'après plusieurs études fondées sur la PSID à 14 % selon les données de la CPS, les chiffres tirés de l'Enquête sur l'activité au Canada se situant à 8 %. Les variations négatives de salaire vont de 10 % d'après l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) au Canada à 25 % selon l'Enquête sur l'activité, toujours au Canada. Le Tableau 1 résume les observations brutes.

En second lieu, dans la seule autre étude dont les auteurs proposent de corriger la proportion de variations égales à zéro (Card et Hyslop, 1997), les corrections ressemblent étonnamment à celles que suggère Smith (2000). Selon des hypothèses raisonnables concernant la distribution des salaires et l'arrondissement des données, Card et Hyslop estiment que l'erreur d'arrondissement gonfle de 4 points de pourcentage la proportion des variations nulles. Ce chiffre est très proche de l'estimation de 4,5 points obtenue par Smith. En faisant d'autres hypothèses (sensées également), Card et Hyslop estiment que les contrats de longue durée expliquent environ la moitié des variations nulles. Ce chiffre est quasiment identique à celui de Smith pour les données de la BHPS. Ces dernières étant les seules à permettre de corriger les erreurs de déclaration, nous ne disposons d'aucun élément, dans les autres ensembles de données, pour vérifier l'estimation que fait Smith de l'ordre de grandeur de cette correction, mais il s'agit de la plus faible des trois corrections qu'elle effectue.

Le Tableau 2 résume les corrections que Card et Hyslop ainsi que Smith suggèrent d'apporter à la proportion de variations nulles. On ne peut évidemment affirmer avec certitude que ces corrections s'appliquent aux autres ensembles de données, mais on notera avec intérêt la similitude des corrections proposées dans les deux études pour les résultats de la PSID et de la BHPS, ainsi que les caractéristiques analogues des séries brutes dans tous les ensembles de données.

S'il est impossible de conclure avec ne serait-ce qu'un semblant de certitude que la rigidité à la baisse des salaires nominaux n'existe pas sur le

16. Le pourcentage de variations nulles n'est pas indiqué dans Bowlus (1998). Le chiffre qui figure au Tableau 1 et qui concerne uniquement les travailleurs gardant leur emploi m'a été aimablement communiqué par Audra Bowlus. Celle-ci m'a également fourni ce pourcentage dans le cas des personnes qui changent d'emploi, soit 10,3.

Tableau 1
Synthèse des données relatives à la rigidité à la baisse des salaires nominaux

Source	Données	Baisse (en %)	Rigidité (en %)
Fortin (1996)	Canada : Contrats de travail sans IVC, 1986-1988	Négligeable	—
Fortin (1996)	Canada : Contrats de travail sans IVC, 1992-1994	6	47
Crawford et Harrison (1998)	Canada : Accords salariaux (plus de 500 trav.), 1992-1996	Négligeable	33
Crawford et Harrison (1998)	Canada : SLID, 1993	10	—
Crawford et Harrison (1998)	Canada : Enquête Sobeco Ernst et Young, 1989-1996	9-20	—
Bowlus (1998)	Canada : Enquête sur l'activité ^a , 1986-1987	25	8
Lebow et coll. (1995)	États-Unis : PSID ^b , 1971-1988	—	8
Kahn (1997)	États-Unis : PSID ^b , 1971-1988	18	7
McLaughlin (1994)	États-Unis : PSID ^b , 1976-1986	17	7
Card et Hyslop (1997)	États-Unis : PSID ^b , 1976-1979	—	7
Card et Hyslop (1997)	États-Unis : PSID ^b , 1985-1988	—	10
Card et Hyslop (1997)	États-Unis : CPS, 1979-1993	17	14
Smith, J. (2000)	Royaume-Uni : BHPS ^c , 1991-1996	23	9

— non déclarée

^a Au Canada, l'Enquête sur l'activité s'adresse aux travailleurs qui gardent leur emploi.

^b Aux États-Unis, la PSID porte sur tous les travailleurs qui gardent leur emploi, et les primes ainsi que la rémunération des heures supplémentaires sont incluses dans le salaire.

^c Au Royaume-Uni, la BHPS s'adresse aux travailleurs qui gardent leur emploi; le salaire s'entend du revenu hebdomadaire normal, y compris les primes et la rémunération des heures supplémentaires.

Tableau 2
Correction du pic observé à zéro

Ensemble de données	Moyenne des autres* (en %)	Card-Hyslop CPS (en %)	Card-Hyslop PSID (en %)	Smith BHPS (en %)
Données brutes	7,6	14,1	8,3	9,0
Après correction de l'erreur d'arrondissement	—	10,1	4,3	4,5
Après correction de la durée des contrats	—	—	3,6	5,6
Après correction des erreurs de déclaration	—	—	—	7,5
Après toutes corrections	—	—	—	1,0

* Bowlus (Enquête sur l'activité) : 8,0; McLaughlin (PSID) : 7,0; Lebow et coll. (PSID) : 8,0; Kahn (PSID) : 7,5.

marché du travail, il n'en reste pas moins que trois sources de rigidité apparente n'ont pas été convenablement prises en compte dans les études canadiennes (ni dans certains travaux faits aux États-Unis). Nous pouvons aussi affirmer que, lorsqu'on neutralise l'effet de ces facteurs dans un ensemble de données similaire par ailleurs, la rigidité des valeurs nominales disparaît dans les faits.

Si la conclusion précédente est exacte, la deuxième question concernant les effets de la rigidité à la baisse sur l'arbitrage entre l'activité (la production et le chômage) et l'inflation ne se pose pas. Cependant, certains observateurs, dont Farès et Lemieux (2001), font une lecture différente de ces études, pour conclure que les données révèlent bel et bien l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux. Étant donné cette divergence d'opinions, il convient de se pencher sur la deuxième question.

4.2.2 Existe-t-il un arbitrage à long terme entre l'inflation et la production?

Audra Bowlus (1998) fait remarquer que, même s'il était démontré de façon probante que les taux de rémunération nominaux sont rigides à la baisse, sans modèle structurel du marché du travail, cette seule observation ne nous dirait rien des effets de l'inflation sur l'emploi et le chômage ainsi que de la vitesse à laquelle le marché du travail réaffecte les ressources en cas de chocs différentiels. Bien qu'ils n'aillent pas jusqu'à présenter un « modèle structurel du marché du travail », les travaux récents de Hogan et Pichette (1999), de Farès et Lemieux (2001) et de Beaudry et Doyle (2001) portent

sur la question centrale soulevée par Audra Bowlus; ces auteurs concluent, à la lumière des faits qu'ils passent en revue, qu'il existe un arbitrage permanent entre l'inflation et la production.

Hogan et Pichette font valoir que le (bon) comportement du modèle d'Akerlof, Dickens et Perry dans les simulations dynamiques ne constitue pas un indice de rigidité à la baisse des salaires nominaux. D'après eux, des simulations statiques sont plus appropriées; or, dans ce cadre, le modèle standard sans rigidité à la baisse des salaires nominaux se comporte mieux qu'un modèle postulant une rigidité à la baisse.

Après avoir examiné la littérature consacrée à l'ampleur de la rigidité à la baisse des salaires nominaux, Farès et Lemieux concluent que « d'après les études récentes, fondées pour la plupart sur des microdonnées longitudinales américaines, la rigidité à la baisse des salaires apparaît indéniablement comme un phénomène important sur le marché du travail » (p. 4). Ils entreprennent d'élaborer une nouvelle série salariale pour la période 1981-1997 à partir des fichiers individuels provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada et se servent de cette nouvelle série pour estimer des courbes de Phillips des salaires réels. Pour l'ensemble du Canada, la pente nettement négative que présente la courbe avant 1992 disparaît après cette date. On pourrait expliquer ce résultat en faisant valoir que la courbe de Phillips (des salaires réels) à court terme est devenue horizontale quand le taux d'inflation a été ramené à environ 2 %. Comme la nouvelle série salariale qu'ils utilisent peut aussi être créée à l'échelle provinciale, Farès et Lemieux estiment également des courbes de Phillips des salaires réels par province dans lesquelles ils incluent des variables muettes relatives à certaines années pour neutraliser les facteurs nationaux. Ces courbes de Phillips n'affichent aucun changement de pente quand le taux d'inflation diminue.

Beaudry et Doyle, qui estiment des courbes de Phillips pour le Canada, constatent que la pente de celles-ci a diminué au cours des années 1990. Ils observent le même phénomène dans le cas des États-Unis. Ils attribuent cet aplatissement des courbes à la conduite d'une politique monétaire devenue graduellement plus efficace, en raison d'une meilleure compréhension des chocs d'offre. Ils montrent comment, dans un modèle simple de type standard, cette meilleure compréhension implique une diminution de la pente de la courbe de Phillips.

D'autres études seraient certes utiles mais, pour le moment, il semble qu'« on ne doive pas chercher dans les coûts importants qu'une inflation nulle est censée causer au chapitre de l'emploi une justification à l'adoption d'une cible d'inflation supérieure à zéro » (Smith, 2000, p. C194, traduction).

4.3 Le problème de la borne du zéro

Summers (1991) a dépoussiéré une idée qu'avaient déjà exprimée Vickery (1954), Phelps (1972) et Okun (1981), à savoir que, les taux d'intérêt nominaux ne pouvant descendre sous zéro, il existe un arbitrage entre le taux d'inflation et la stabilité macroéconomique. L'idée est la suivante : une politique monétaire expansionniste ne peut servir à relancer une économie en récession si le taux d'intérêt nominal est égal à zéro, de sorte que la récession durera plus longtemps dans ces circonstances. Étant donné que la borne du zéro sera touchée plus souvent quand l'inflation est faible, plus le taux d'inflation sera bas et plus longue sera la récession. On cite souvent le cas du Japon au cours des dernières années comme exemple d'une économie qui se heurte à la borne du zéro.

Avant d'examiner les études consacrées récemment au sujet, il convient de signaler que la question de la borne du zéro (parfois appelée « plancher de taux d'intérêt ») est sur le tapis depuis longtemps, sur le fond sinon sous la forme qui vient d'être décrite; elle était déjà d'actualité avant la crise des années 1930 et a été traitée dans nombre de travaux qui ont porté ensuite sur cette période¹⁷. Cette question est également au cœur de la condamnation prononcée par Friedman et Schwartz (1963) contre la Réserve fédérale pour ne pas avoir injecté de fonds dans le système bancaire. Elle a été abordée à plusieurs reprises par Hawtrey (1925 et 1932), qui a insisté sur le fait que, même lorsque les taux d'intérêt se situent déjà à un très bas niveau, il existe des moyens autres que les opérations d'open-market pour accroître l'offre de monnaie dans l'économie, de sorte que l'impossibilité d'abaisser encore les taux n'est pas synonyme d'impuissance des autorités monétaires. La borne inférieure du zéro revient également comme un leitmotiv dans l'ouvrage de Brunner et Meltzer (1993), pour qui la politique monétaire agit par l'intermédiaire d'un large éventail de taux de rendement de divers actifs, y compris les biens de consommation et de production durables. Il s'agit enfin d'un thème important dans les études empiriques qui, depuis plusieurs dizaines d'années, ont été consacrées à l'estimation de la fonction de demande de monnaie et dont aucune n'a permis de démontrer l'existence d'une « trappe de liquidité ».

Certains auteurs ont repris récemment de vieux thèmes. Goodfriend (2000) recommande que la banque centrale impose un coût de portage sur ses créances monétaires, de manière que le taux d'intérêt nominal puisse bel et bien devenir négatif. Il suggère également de procéder à des opérations

17. Je sais gré à David Laidler de m'avoir aiguillé vers ces études et d'avoir insisté sur leur pertinence dans le débat actuel. Il y consacre un exposé approfondi dans Laidler (1999), plus particulièrement à la partie IV, p. 247-320.

d'open-market avec les agents non financiers sur le marché des obligations à long terme, ainsi qu'à des interventions sur le marché des changes. Clouse et ses collaborateurs (1999) examinent divers canaux par lesquels une banque centrale se heurtant au plancher limitant les taux d'intérêt à zéro peut néanmoins influencer sur la demande globale, notamment : les effets de liquidité, les effets de crédit bancaire, un engagement crédible envers le maintien de faibles taux d'intérêt pendant une période prolongée, la manipulation des attentes d'inflation et les interventions sur les marchés des obligations à long terme et des changes. McCallum (2000) se penche sur un éventail d'options du même genre, dans le cadre d'un modèle dynamique d'équilibre général.

D'autres auteurs ont mené leurs travaux dans le cadre des contraintes imposées par des règles de taux d'intérêt. Les deux études les plus complètes sont celles d'Orphanides et Wieland (1998) et de Reifschneider et Williams (1999), qui évaluent toutes deux les conséquences quantitatives de la borne du zéro au moyen de simulations stochastiques. Comme les auteurs parviennent à des conclusions légèrement différentes, il convient d'examiner chaque étude pour cerner la source de la divergence et, ainsi, choisir la bonne interprétation.

À l'aide d'un petit modèle à anticipations rationnelles de l'économie américaine, Orphanides et Wieland calculent que, si l'économie est soumise à des chocs de l'ampleur observée pendant les années 1980 et 1990, la borne inférieure du zéro n'a aucune conséquence pratique quand le taux d'inflation est de 2 % par an. Lorsqu'il se situe entre 0 et 1 %, par contre, la variabilité de la production augmente sensiblement et celle de l'inflation légèrement. Ils concluent à l'existence d'un arbitrage à long terme entre la production et l'inflation, un taux d'inflation nul réduisant le PIB réel de 0,1 point de pourcentage.

Deux caractéristiques du modèle utilisé par Orphanides et Wieland influent sur leur conclusion. En premier lieu, le taux réel des fonds fédéraux en régime permanent (*steady state*) est de 1 %. Cette valeur diffère de la moyenne historique de 2,5 % observée entre 1960 et 1998. La borne du zéro entrera en jeu nettement plus souvent à un taux d'inflation donné quand le taux réel d'équilibre est de 1 % que lorsqu'il se situe à 2,5 %.

En second lieu, Orphanides et Wieland envisagent les effets de la borne du zéro uniquement dans le cas d'une banque centrale appliquant la règle de Taylor (taux d'intérêt égal au taux réel pris pour cible plus le taux d'inflation plus 0,5 fois l'écart de production plus 0,5 fois l'écart du taux d'inflation par rapport à la cible) ou la règle plus énergique de Henderson-McKibbin (identique à la règle de Taylor, à ceci près que la pondération de l'écart de production passe à 2, et celle de l'écart du taux d'inflation par rapport à la cible, à 1). Dans le cadre de l'une ou l'autre de

ces règles, lorsqu'un taux d'intérêt négatif serait justifié, la banque centrale cesse temporairement d'appliquer la règle pour établir le taux à zéro. Quand la règle justifie à nouveau un taux d'intérêt positif, la banque recommence à la suivre. Il est évident que ce type de règle est insensible à la borne du zéro en ce sens qu'elle ne l'anticipe pas et n'y réagit pas non plus. Nous devons savoir comment l'économie réagirait dans le cadre d'une règle de taux d'intérêt qui anticiperait *bel et bien* la possibilité que la borne soit touchée et qui réagirait à cette éventualité, ou à sa réalisation récente.

Reifschneider et Williams tiennent compte de ces deux problèmes. Tout d'abord, ils font appel au grand modèle d'économie ouverte à anticipations rationnelles qu'a élaboré le Conseil de la Réserve fédérale pour représenter l'économie américaine. Le degré d'inertie y est moindre que dans le modèle employé par Orphanides et Wieland, mais il est conforme à l'inertie estimée de l'économie américaine. Le mécanisme de transmission de la politique monétaire y opère par le truchement des taux d'intérêt et par deux autres canaux : une variable de trésorerie influe sur l'investissement, tandis qu'une contrainte de liquidité influe sur la consommation.

Un grand nombre de simulations stochastiques (de 12 000 trimestres chacune) ont été effectuées afin de générer des séries relatives à l'écart de production, à l'inflation et au taux des fonds fédéraux pour des valeurs cibles du taux d'inflation égales à 0, 1, 2, 3 et 4 % par année.

Lorsqu'on applique la règle de Taylor, la borne du zéro est atteinte 1 % du temps quand la cible d'inflation est fixée à 3 % et 14 % du temps quand la cible est égale à zéro. L'écart-type de l'écart de production passe de 2,9 quand le taux cible d'inflation est de 3 % à 3,6 lorsqu'il est égal à zéro. L'écart-type du taux d'inflation augmente aussi, mais légèrement, pour passer de 1,9 à 2,0.

On se heurte plus fréquemment à la borne du zéro avec la règle de Henderson-McKibbin : 11 % du temps pour une inflation de 3 % et 31 % du temps quand le taux d'inflation cible est de zéro. Cette règle donne cependant de meilleurs résultats sur le plan de la variabilité de la production et de l'inflation. Elle donne également lieu à une détérioration comparable de la variabilité de l'écart de production quand l'inflation moyenne est plus faible. D'après cette règle, l'écart-type de l'écart de production passe de 1,8 pour une inflation de 3 % à 2,4 pour une inflation nulle. L'écart-type du taux d'inflation ne change pas quand le taux d'inflation diminue.

Reifschneider et Williams envisagent également l'application d'une règle de Taylor augmentée, dans laquelle le taux d'intérêt est fixé de manière à tenir compte de la borne du zéro. La règle s'exprime sous la forme

$$i_t = \max \left\{ i_t^{Taylor} - \alpha(Z_t, 0) \right\},$$

où i est le taux des fonds fédéraux et Z l'écart cumulatif du taux des fonds fédéraux par rapport au taux de Taylor qui résulte des contraintes antérieures imposées par la borne du zéro.

Cette règle produit presque le même écart-type du taux d'inflation (2,2) et de l'écart de production (3,0) quand le taux d'inflation est nul que lorsqu'il est égal à 2 %. Cette règle augmentée a pour effet d'immuniser le taux d'intérêt à long terme contre l'influence de la borne du zéro. Pour pouvoir intervenir utilement, la banque centrale doit être crédible, mais elle a la possibilité d'établir le taux d'intérêt au niveau que décrit la règle augmentée.

Bien que la plupart des travaux traitant de la borne du zéro aient porté sur les effets de l'utilisation d'une règle de Taylor (ou d'une règle analogue ou encore augmentée), nous savons, par une autre étude de Williams (1999) consacrée à l'examen de différentes règles de conduite de la politique monétaire, que ces règles sont inefficaces. Reifschneider et Williams se penchent également sur la borne du zéro dans le cadre de règles efficaces de conduite de la politique monétaire.

Lorsque les règles sont efficaces, la variabilité de la production et de l'inflation est nettement plus faible que celle que l'on obtient avec des règles de Taylor. De plus, le passage du taux d'inflation cible de 2 % à zéro n'a presque aucun effet sur l'emplacement de la frontière efficace des variabilités.

Nul ne semble avoir étudié le comportement d'une économie dans laquelle les autorités monétaires tiendraient compte des occurrences futures prévues d'un taux d'intérêt égal à zéro. Reifschneider et Williams émettent l'hypothèse qu'une stratégie de ce genre réduirait encore davantage les effets négatifs de la borne du zéro.

5 Les options envisageables

Que devrions-nous faire lorsque la période d'application de la fourchette cible actuelle prendra fin? Comme je l'ai indiqué en introduction, quatre possibilités semblent, en pratique, s'offrir à nous :

- i) ne plus se fixer de cible explicite, mais continuer à faire de notre mieux pour maintenir l'inflation à un bas niveau dans le contexte plus général de la stabilité macroéconomique;
- ii) reconduire la fourchette cible existante et s'engager officiellement à la respecter, pendant une période déterminée ou sans échéance précise;
- iii) réaffirmer la validité de la fourchette cible actuelle, mais l'exprimer sous la forme d'un sentier visé pour l'évolution du niveau des prix;
- iv) s'engager à viser un taux d'inflation inférieur, qui pourrait être de zéro, prenant la forme d'un sentier cible pour le niveau des prix.

En l'absence d'éléments convaincants qui nous inciteraient clairement à choisir le changement, l'option ii) doit être privilégiée. Aucun élément de ce genre n'existe en faveur de l'option i), qui s'écarte du statu quo. Par contre, certains arguments militent en faveur de l'établissement d'un sentier (plat ou non) pour l'évolution du niveau des prix. Des divergences d'opinions sont à prévoir au sujet de la validité de ces arguments, ce qui m'amène à penser que des recherches plus approfondies sont nécessaires pour affiner notre connaissance de la manière dont fonctionnerait une économie à niveau des prix constant.

Si j'ai bien résumé l'état actuel des connaissances et que mon raisonnement soit correct, voici les cibles, en matière de comportement du niveau des prix, qui contribueraient le plus au bien-être économique des Canadiens :

- une cible explicite constituée par un IVM égal à 100 en moyenne;
- la publication, par la Banque du Canada, de l'estimation de l'arbitrage entre la variabilité de la production et celle de l'inflation qui peut être exploité au moyen des techniques actuelles de contrôle monétaire (les meilleures qui soient connues, peut-on présumer);
- une zone explicite d'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production que les autorités monétaires viseront.

Dans un tel régime, la banque centrale aurait une importante mission éducative à remplir, à deux égards. Elle devrait d'abord expliquer que son objectif est la valeur de 100 *en moyenne* pour l'IVM et que celui-ci pourra s'écarter de temps à autre de cette valeur à cause de fluctuations incontrôlables de l'économie et du fait que la Banque centrale a aussi pour

objectif plus général de maintenir un juste équilibre entre la stabilité du niveau des prix et celle de l'écart de production.

La banque centrale devrait ensuite expliquer une idée fondamentale — bien comprise des économistes, mais rarement dans les autres milieux —, à savoir qu'il faut voir dans la politique monétaire un processus continu, et non une série de décisions sans lien les unes avec les autres. Chaque décision doit être jugée dans le contexte du processus complet. Chacune doit être expliquée et justifiée par rapport au processus.

La politique monétaire serait considérée comme un processus. Les observateurs de la banque centrale et les commentateurs devraient prendre conscience qu'il est futile d'essayer de déterminer si le taux d'intérêt aurait dû être relevé (ou abaissé) à une occasion déterminée alors que les autorités en ont décidé autrement. Ce qui importe, c'est de vérifier si la banque centrale a opéré dans les limites de la distribution visée pour le niveau des prix et si elle a fait usage de la marge de manœuvre dont elle disposait à ce chapitre pour atteindre l'équilibre qu'elle disait souhaiter entre la stabilité de la production et la stabilité des prix.

Annexe

Règles de décision optimales et équilibre dans les modèles de Svensson et de Dittmar-Gavin

Dans la présente annexe, inspirée de Parkin (2000), je me penche sur le résultat de l'avantage gratuit et explique pourquoi Svensson (1999b) et Dittmar et Gavin (2000) parviennent à des règles de décision différentes pour la banque centrale alors qu'ils utilisent le même modèle. Dittmar et Gavin négligent un élément du problème auquel est confrontée la banque centrale, de sorte que la règle qu'ils obtiennent n'est pas optimale. Svensson parvient à une règle de décision optimale et à l'équilibre. Cependant, pour des valeurs raisonnables des paramètres, la règle optimale de Svensson ne peut exister que si la banque centrale n'accorde à peu près aucune importance à la variabilité de la production. En revanche, la règle de Dittmar-Gavin est applicable pour toute la gamme des pondérations relatives qui peuvent être attribuées à la variabilité de la production. Je montre aussi dans cette annexe que les deux règles s'équivalent, sur le plan des observations, si une banque centrale utilisant la règle de Dittmar-Gavin corrige de manière appropriée la pondération relative accordée à la variabilité de la production. Il s'ensuit que, dans la catégorie de modèles envisagée, une cible basée sur le niveau des prix est supérieure à une cible fondée sur l'inflation, peu importe le poids relatif attribué à la variabilité de la production.

Solution obtenue par Svensson pour b

Afin d'obtenir la règle de décision optimale de la banque centrale, exprimons la fonction d'offre globale sous la forme d'une équation d'inflation :

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + \frac{1}{\alpha}(y_t - \rho y_{t-1} - \varepsilon_t). \quad (\text{A1})$$

Si nous nous servons de cette équation pour éliminer le taux d'inflation de la fonction de perte, nous obtenons

$$L_t = E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left(\lambda y_{\tau}^2 + \left(E_{\tau-1}\pi_{\tau} + \frac{1}{\alpha} \right. \right. \right.$$

$$(y_{\tau} - \rho y_{\tau-1} - \varepsilon_{\tau} - \pi^*)^2 \Bigg] . \quad (\text{A2})$$

La perte, dans l'équation (A2), dépend maintenant uniquement des écarts de production courant et futurs, que la banque contrôle, et de l'anticipation rationnelle des taux d'inflation courant et futurs. C'est le traitement de cette anticipation qui donne lieu à deux règles de décision différentes. Svensson considère (à juste titre) qu'elle dépend de l'écart de production. Dittmar et Gavin la considèrent comme exogène. Ce cas sera examiné plus tard.

Pour considérer le taux d'inflation attendu comme endogène, nous nous servons des propriétés connues de la règle de décision, pour l'exprimer sous la forme

$$\pi_t = \pi^* - a y_{t-1} - b \varepsilon_t, \quad (\text{A3})$$

où $a = b\rho/(1 - \alpha b)$.

L'équation (A3) permet de trouver l'anticipation rationnelle de l'inflation :

$$E_{t-1} \pi_t = \pi^* - a y_{t-1}. \quad (\text{A4})$$

En remplaçant le taux d'inflation attendu dans l'équation (A2) par l'équation (A4), nous obtenons

$$L_t = E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left(\lambda y_{\tau}^2 + \left(\pi^* - a y_{\tau-1} + \frac{1}{\alpha} (y_{\tau} - \rho y_{\tau-1} - \varepsilon_{\tau} - \pi^*)^2 \right) \right) \right]. \quad (\text{A5})$$

Le problème de la banque centrale consiste maintenant à choisir l'écart de production courant, étant donné ses attentes courantes concernant les écarts de production futurs et compte tenu de l'écart de production retardé et du choc d'offre courant, afin de minimiser L . La condition de premier ordre de ce problème est

$$\alpha \lambda y_t + (1 + \beta(\alpha \rho a - \rho^2))(\pi_t - \pi^*) = 0. \quad (\text{A6})$$

En combinant l'équation d'offre globale avec la règle de décision en matière d'inflation, nous obtenons

$$y_t = \rho y_{t-1} + (1 - \alpha a) \varepsilon_t, \quad (\text{A7})$$

et en substituant l'équation (A7) dans l'équation (A6) nous pouvons écrire

$$\pi_t = \pi^* - \frac{\alpha \lambda \rho}{1 - \beta(\alpha \rho a + \rho^2)} y_{t-1} - \frac{\alpha \lambda (1 - \alpha b)}{1 - \beta(\alpha \rho a + \rho^2)} \varepsilon_t. \quad (\text{A8})$$

L'équation (A8), qui saisit la condition de premier ordre, est de la même forme que l'équation (A3) et peut être résolue par rapport aux paramètres a et b . Le problème est résolu de la même façon quand la cible est basée sur le niveau des prix, à ceci près que p remplace π et que p^* remplace π^* en t . Les solutions sont

$$a = \frac{(1 - \beta \rho^2) - \sqrt{(1 - \beta \rho^2)^2 - 4\alpha^2 \rho^2 \beta \lambda}}{2\alpha \beta \rho}, \quad (\text{A9})$$

$$b = \frac{a}{\alpha a - \rho}. \quad (\text{A10})$$

C'est la valeur de a qui limite l'éventail de situations dans lequel cette règle optimale est applicable. Pour qu'il existe une valeur réelle de a , il faut que λ satisfasse à la condition

$$\lambda \leq \frac{(1 - \beta \rho^2)^2}{4\alpha^2 \rho^2 \beta}. \quad (\text{A11})$$

Nous verrons dans quelle mesure cette condition est restrictive après avoir examiné la solution de Dittmar-Gavin.

Solution de Dittmar-Gavin

Dittmar et Gavin considèrent le taux d'inflation attendu comme exogène; leur condition de premier ordre, lorsque la cible est basée sur l'inflation, devient alors

$$\alpha \lambda y_t + (1 - \beta \rho^2)(\pi_t - \pi^*) = 0. \quad (\text{A12})$$

Quand la cible est formulée en fonction du niveau des prix, la condition équivalente s'exprime par

$$\alpha \lambda y_t + (1 - \beta \rho^2)(p_t - p_t^*) = 0. \quad (\text{A13})$$

À partir de l'équation (A12) et de l'équation (A13), ainsi que de la fonction d'offre globale, on peut facilement trouver les valeurs de l'inflation et de l'écart de production. Quand la cible est fondée sur l'inflation, le taux d'inflation est

$$\pi_t = \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2}y_{t-1} - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda}\varepsilon_t. \quad (\text{A14})$$

Quand la cible est définie en fonction du niveau des prix, une version de l'équation (A14) modifiée en conséquence décrit le comportement du niveau des prix; le taux d'inflation est alors

$$\pi_t = \pi^* - \frac{\alpha\lambda\rho}{1 - \beta\rho^2}(y - y_{t-1}) - \frac{\alpha\lambda}{1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda}(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}), \quad (\text{A15})$$

et, dans les deux régimes, l'écart de production est

$$y_t = \rho y_{t-1} + \frac{1 - \beta\rho^2}{1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda}\varepsilon_t. \quad (\text{A16})$$

La variabilité de l'écart de production dans les deux régimes est

$$\sigma_y^2 = \frac{(1 - \beta\rho^2)^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda)^2}\sigma^2. \quad (\text{A17})$$

La variabilité de l'inflation est la suivante lorsqu'on vise une cible fondée sur le taux d'inflation :

$$\sigma_\pi^2 = \frac{\alpha^2\lambda^2}{(1 - \rho^2)(1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda)^2}\sigma^2. \quad (\text{A18})$$

Lorsque la cible est basée sur le niveau des prix, la variabilité de l'inflation est

$$\sigma_\pi^2 = \frac{2\alpha^2\lambda^2}{(1 + \rho)(1 - \beta\rho^2 + \alpha^2\lambda)^2}\sigma^2. \quad (\text{A19})$$

Étalonnage et arbitrage entre les variabilités

Afin de déterminer la relation d'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production dans les deux régimes de cibles, nous faisons varier λ de zéro (aucune importance accordée à l'écart de production) à une valeur suffisamment élevée pour faire presque disparaître la variance de la

production. Dans le cas de la règle de Svensson, cependant, l'éventail des arbitrages possibles est limité par la condition à laquelle doit satisfaire λ .

Afin de produire des combinaisons de variabilités et d'établir dans quelle mesure cette dernière condition est restrictive, nous devons disposer de valeurs pour les paramètres α , β et ρ . Ces valeurs dépendent de la durée de l'intervalle désigné par l'indice t dans le modèle. Plus l'intervalle est long, plus les valeurs de β et ρ sont faibles, mais plus la valeur de α est élevée. Dittmar et Gavin proposent $\rho = 0,9$ et $\beta = 0,99$ dans le cas de données trimestrielles. La pente de régime permanent (*steady state*) de la relation d'arbitrage entre la production et l'inflation, $(1 - \rho)/\alpha$, est fixée à 0,2, de sorte que $\alpha = 0,5$. Si nous utilisons ces chiffres, la valeur maximale de λ dans la règle de Svensson est de 0,049.

Lorsqu'on porte la durée de t à un an, cela améliore les choses, mais pas suffisamment. Dans ce cas, on a $\rho = 0,9^4 = 0,656$, $\beta = 0,96$ et $\alpha = 0,5(1 + \rho + \rho^2 + \rho^3) = 1,088$. Si l'on retient ces chiffres, la valeur maximale de λ est de 0,176.

Cependant, à cause de l'étroitesse de l'éventail des valeurs possibles de λ , la règle de Svensson ne peut être utilisée qu'à l'extrémité de la courbe décrivant l'arbitrage, où l'écart de production est fortement variable — entre 4,5 et 5 fois la variance du choc de production sur une période — et le taux d'inflation est extrêmement stable — entre 1/5 et 1/10 de la variance de ce même choc.

Par contre, la règle qui ne traite pas l'inflation attendue comme endogène peut être mise en œuvre pour toute valeur de λ . Lorsqu'on choisit $\lambda \cong 0,4$, l'inflation et l'écart de production ont des variances à peu près égales (d'un peu plus de 2, soit deux fois la variance du choc d'offre sur une période). Si l'on prend $\lambda = 8$, on stabilise en fait l'écart de production à zéro et le taux d'inflation devient extrêmement variable autour de sa valeur cible de π^* . En posant $\lambda = 0$, une banque centrale « obsédée par l'inflation » stabilise le taux d'inflation au niveau pris pour cible, au prix d'une variabilité de la production qui est égale à environ cinq fois la variance du choc d'offre sur une période.

Équivalence sur le plan des observations

Les deux règles sont différentes pour une valeur donnée de λ . Si, par contre, les agents du secteur privé observent l'application par la banque centrale d'une politique exprimée par des règles de décision sous forme réduite, ils n'ont aucun moyen de savoir quelle règle est utilisée. Il existe en effet une

valeur de λ^* , dans l'équation (A14), qui produit exactement le même résultat que l'équation (A8). Cette valeur est donnée par

$$\lambda^* = \frac{(1 - \beta\rho^2)}{\alpha\rho} a, \quad (\text{A20})$$

où $a = b\rho/(1 - \alpha b)$, comme précédemment.

Si l'on utilise cette valeur de λ pour l'éventail de situations dans lequel il existe un équilibre selon la règle de Svensson, la règle de Dittmar-Gavin produit la même relation d'arbitrage que la règle optimale.

En dehors de l'éventail de situations dans lequel il existe une solution d'après la règle de Svensson, une valeur appropriée de λ peut produire toute combinaison souhaitée de variabilité de la production et de variabilité de l'inflation le long de la relation d'arbitrage que peuvent exploiter les autorités.

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. L. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-59.
- Banque du Canada (1994). *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.
- (1998). *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997.
- Barnett, R. et M. Engineer (2001). « Quand convient-il de prendre le niveau des prix pour cible? ». *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. 117-167.
- 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.
- Berg, C. et L. Jonung (1998). « Pioneering Price Level Targeting: The Swedish Experience, 1931-1937 », IIES Seminar Paper n° 642, Stockholm.
- Bernanke, B. S. (1995). « The Macroeconomics of the Great Depression: A Comparative Approach », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 27, n° 1, p. 1-28.
- Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, Princeton University Press.
- Black, S. et W. T. Gavin (1990). « Price Stability and the Swedish Monetary Experiment », *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland (décembre).
- Black, R., T. Macklem et D. Rose (1998). « Des règles de politique monétaire permettant d'assurer la stabilité des prix ». *In : Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 445-502.
- Bowlus, A. J. (1998). « Commentaires ». *In : Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 237-244.
- Brunner, K. et A. H. Meltzer (1993). *Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Calvo, G. A. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Card, D. et D. Hyslop (1997). « Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market'? ». *In : Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 11-114.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D. Small et P. Tinsley (1999). « Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Coulombe, S. (1998). « La nature intertemporelle de l'information véhiculée par le système de prix ». *In : Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 3-30.
- Crawford, A., J.-F. Fillion et T. Laffèche (1998). « L'IPC est-il une mesure adéquate pour la définition de la stabilité des prix? ». *In : Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 41-78.
- Crawford, A. et A. Harrison (1998). « La détection de la rigidité à la baisse des salaires nominaux ». *In : Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 193-236.
- Dittmar, R. et W. T. Gavin (2000). « What Do New-Keynesian Phillips Curves Imply for Price-Level Targeting? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 82, n° 2, p. 21-30.

- Dittmar, R., W. T. Gavin et F. E. Kydland (1999a). « The Inflation-Output Variability Tradeoff and Price-Level Targets », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 81, n° 1, p. 23-31.
- (1999b). « Price-Level Uncertainty and Inflation Targeting », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 81, n° 4, p. 23-33.
- Duguay, P. (1994). « Some Thoughts on Price Stability versus Zero Inflation », communication présentée au colloque *Central Bank Independence and Accountability*, Università Bocconi, Milan, mars 1994.
- Farès, J. et T. Lemieux (2001). « Évaluation critique et empirique de la rigidité à la baisse des salaires nominaux au Canada ». 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. 3-36.
- Fillion, J.-F. et R. Tetlow (1994). « Inflation zéro ou maintien du niveau des prix? Réponses fournies par un petit modèle d'économie ouverte soumis à des simulations stochastiques ». 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. 147-188.
- Fischer, S. (2000). « Opening Remarks », IMF Institute's High-Level Seminar on Implementing Inflation Targets, International Monetary Fund, Washington (D.C.), mars 2000, p. 20-21.
< URL: <http://www.imf.org/external/np/speeches/2000/032000.HTM> >.
- Fisher, I. (1934). *Stable Money: A History of the Movement*, London, Allen & Unwin.
- Fortin, P. (1996). « The Great Canadian Slump », *Revue canadienne d'Économie*, vol. 29, n° 4, p. 761-787.
- Friedman, M. et A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States 1867-1960*, Princeton, Princeton University Press.
- Goodfriend, M. (2000). « Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 32, n° 4, partie 2, p. 1007-1035.
- Haldane, A. G. et C. K. Salmon (1995). « Three Issues on Inflation Targets ». In : *Targeting Inflation*, sous la direction de A. G. Haldane, Londres, Bank of England, p. 170-201.
- Hawtrey, R. G. (1925). « Public Expenditure and the Demand for Labour », *Economica*, vol. 5 (mars), p. 38-48.
- (1932). *The Art of Central Banking*, Londres, Longmans.
- Hogan, S. et L. Pichette (1999). « Downward Nominal Wage Rigidity and the Short-Run Phillips Curve », département des Recherches, Banque du Canada.
- Johnson, D. (1999). « The Effect of Inflation Targeting on the Behaviour of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel », Wilfrid Laurier University, photocopie.
- Jonung, L. (1979). « Knut Wicksell's Norm of Price Stabilization and Swedish Monetary Policy in the 1930's », *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, p. 459-496.
- Kahn, S. (1997). « Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, p. 993-1008.
- King, M. (1996). « How Should Central Banks Reduce Inflation?—Conceptual Issues ». In : *Achieving Price Stability*, actes d'un symposium organisé par la Banque fédérale de réserve de Kansas City, août 1996, Kansas City, Federal Reserve Bank of Kansas City, p. 53-91.
- Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1977). « Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 3, p. 473-491.
- Laidler, D., dir. (1997). *Where We Go from Here: Inflation Targets in Canada's Monetary Policy Regime*, Toronto, Institut C.D. Howe.
- Laidler, D. (1999). *Fabricating the Keynesian Revolution*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Laidler, D. et W. B. P. Robson (1994). *The Great Canadian Disinflation: The Economics and Politics of Monetary Policy in Canada, 1988-1993*, Policy Study 19, Toronto, Institut C.D. Howe.

- 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.
- Lebow, D. E., J. M. Roberts et D. J. Stockton (1992). « Economic Performance Under Price Stability », U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System Working Paper n° 125.
- Lebow, D. E., D. J. Stockton et W. L. Wascher (1995). « Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labor Markets », Federal Reserve Board of Governors Finance and Economics Discussion Series n° 95-45.
- Maclean, D. et H. Pioro (2001). « Le rôle de la crédibilité dans les régimes prenant le niveau des prix pour cible ». 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. 179-215.
- McCallum, B. T. (2000). « Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 32, n° 4, partie 2, p. 870-904.
- McLaughlin, K. J. (1994). « Rigid Wages? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 3, p. 383-414.
- Mishkin, F. S. (2001). « Réflexions sur la poursuite de cibles en matière d'inflation ». 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. 235-257.
- Okun, A. M. (1981). *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Washington, Brookings Institution.
- Orphanides, A. et V. Wieland (1998). « Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates Are Bounded at Zero », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Parkin, M. (2000). « A Note on Inflation Targeting Versus Price Level Targeting », University of Western Ontario.
- Phelps, E. S. (1972). *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning*, London, Macmillan.
- Reifschneider, D. L. et J. C. Williams (1999). « Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Scarth, W. (1994). « Inflation zéro ou stabilité des prix ». 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. 101-134.
- Smith, G. (1998). « Commentaires ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 503-510.
- Smith, J. C. (2000). « Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom », *Economic Journal*, vol. 110, n° 462, p. C176-C195.
- Summers, L. (1991). « How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined? », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 23, n° 3, partie 2, p. 625-631.
- Svensson, L. E. O. (1999a). « How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability? », Federal Reserve Bank of Kansas City.
- (1999b). « Price-Level Targeting versus Inflation Targeting: A Free Lunch? », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 31, n° 3, partie 1, p. 277-295.
- Taylor, J. B. (1979). « Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations », *Econometrica*, vol. 47, n° 5, p. 1267-1286.
- Vestin, D. (2000). « Price-Level Targeting versus Inflation Targeting in a Forward-Looking Model », IIES, Stockholm University.
- Vickery, W. S. (1954). « Stability Through Inflation ». In : *Post Keynesian Economics*, sous la direction de K. K. Kurihara, New Brunswick (N. J.), Rutgers University Press.
- Williams, J. C. (1999). « Simple Rules for Monetary Policy », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).

Commentaires

Peter Howitt

Durant la dernière décennie, les idées ayant cours au sein de la communauté des économistes au sujet de la politique monétaire ont beaucoup évolué. Lorsque des cibles d'inflation ont été adoptées pour la première fois au Canada, de nombreux économistes, dont je faisais partie, ont accueilli la nouvelle stratégie avec scepticisme. Faire reposer la réputation d'une banque centrale sur le contrôle d'une grandeur séparée de la politique monétaire par un décalage aussi long et variable paraissait bien téméraire. En outre, cette stratégie ne tenait pas compte de l'objectif de stabilisation des fluctuations de la production réelle. En ce qui concerne la formulation de cibles à l'égard du niveau des prix, presque personne ne la considérait comme une solution de rechange praticable car elle aurait déstabilisé l'économie dans une trop forte mesure.

Néanmoins, lorsque nous avons pu voir comment fonctionnait réellement une telle politique, nous avons été nombreux à nous y rallier. À la fin des années 1990, comme le montre Michael Parkin dans son survol de la littérature, un large consensus s'était dégagé parmi les économistes en faveur de l'adoption de cibles d'inflation. En outre, de nouveaux travaux préconisaient même le recours à une solution jusque-là impensable, soit la fixation de cibles basées sur le niveau des prix plutôt que sur l'inflation, non seulement afin de ne pas pénaliser ceux qui s'engagent dans des contrats à long terme mais également en vue de stabiliser l'économie!

Ce changement d'attitude s'explique notamment par le fait que les banques centrales s'étant dotées d'une cible d'inflation n'ont pas porté leur attention au seul objectif nominal qui leur était assigné mais ont tenu compte aussi des conséquences réelles de leurs actions. Les régimes de ciblage en

place aujourd'hui sont suffisamment flexibles pour permettre à la politique monétaire de viser la stabilisation de la production réelle et de l'inflation, sous réserve de l'arbitrage habituel. Une autre raison à l'origine du changement est que la poursuite de cibles d'inflation assure un niveau inégalé d'ouverture, de responsabilité et de transparence dans la conduite de la politique monétaire, ces objectifs étant tous louables en eux-mêmes, indépendamment de leur utilité pour l'obtention de bons résultats macroéconomiques.

La poursuite de cibles d'inflation a également permis aux banques centrales d'user de leur pouvoir discrétionnaire là où celui-ci est le plus précieux, soit pour choisir leurs instruments et établir comment elles désirent les utiliser. À cet égard, ce type de cible s'est avéré préférable aux cibles monétaires et aux cibles de taux de change, qui font dépendre la réputation de la banque centrale de ce qui pourrait se révéler une relation économique fragile. Avec une cible d'inflation, cette réputation se trouve liée à la variable que les autorités monétaires ont suivie et suivront probablement toujours de près. Lorsque de nouvelles informations réfutent les fondements théoriques d'une technique particulière de contrôle, il n'est pas nécessaire de compromettre la réputation de la banque centrale et ses objectifs ultimes en prenant des mesures lui permettant de sauver la face. Au contraire, la banque centrale peut librement recourir aux nouvelles informations pour améliorer ses résultats. Grâce au climat d'ouverture que favorise une stratégie axée sur la réalisation de cibles d'inflation, elle dispose des moyens nécessaires pour expliquer au public pourquoi elle modifie sa tactique tout en maintenant son engagement envers les cibles adoptées. À mes yeux, il s'agit là de la raison principale du succès des cibles d'inflation, même si celles-ci forcent la banque centrale à tenter de contrôler une variable sur laquelle elle n'a pratiquement pas d'influence d'un trimestre à l'autre.

Je suis tout à fait d'accord avec Parkin sur ces différents points. J'approuve également son idée de demander à un organisme public de publier un indice de la valeur de la monnaie (IVM). Que les autorités monétaires décident ou non d'opter pour une stabilisation du niveau des prix sans dérive, j'estime moi aussi que l'incertitude du niveau des prix à long terme représente l'une des conséquences les plus graves de l'inflation, en raison de ses effets très néfastes sur les contrats à long terme. La poursuite d'une cible d'inflation sans correction des écarts, surtout si cette cible est différente de zéro, ne permet guère d'atténuer le problème. Suivre un IVM et peut-être également une valeur cible, augmentant lentement, de l'IVM — sachant que la politique monétaire devrait être légèrement plus restrictive lorsque l'IVM effectif dépasse la cible au lieu de lui être inférieur — pourrait se révéler un moyen assez peu coûteux de régler ce problème. La

publication de l'évolution de l'IVM effectif par rapport à une trajectoire cible raisonnable constituerait un premier pas utile dans cette direction.

Je considère toutefois que, sur deux points, les travaux récents ne sont pas aussi riches d'enseignements que Parkin le prétend. En particulier, i) je ne suis pas d'accord avec l'approche suivie par Lars Svensson (1999), et reprise par Parkin, pour construire des modèles empiriques qui font intervenir une banque centrale s'étant fixé une cible d'inflation et ii) je suis d'avis que les études récentes plaçant pour une cible fondée sur le niveau des prix par opposition à une cible d'inflation comportent de graves lacunes. Ces deux points sont liés étant donné que l'un des principaux arguments en faveur d'une cible de niveau des prix, à savoir la présence du fameux avantage gratuit (*free lunch*), découle de la stratégie de modélisation de Svensson.

Dans le modèle de Svensson, la banque centrale qui adopte une cible d'inflation ne peut s'engager à l'égard de sa politique, tout comme dans l'analyse abondamment citée de Kydland et Prescott (1977). À mes yeux, le problème de l'incohérence temporelle au cœur de cette analyse ne se pose pas véritablement aux banques centrales dans la réalité, sauf dans la mesure où elles sont soumises à de fortes pressions de la part de gouvernements qui souhaitent des politiques plus expansionnistes pour des considérations politiques de court terme.

Plus précisément, selon l'analyse de Kydland et Prescott, la banque centrale est constamment tentée de provoquer des variations imprévues de l'inflation et, si elle ne peut s'engager formellement à suivre une politique déterminée, elle cédera à cette tentation jusqu'à ce que l'inflation atteigne un niveau suffisamment élevé pour l'en dissuader. Toutefois, comme l'ont indiqué nombre d'entre eux (voir Blinder, 1998), les dirigeants de banques centrales sont très peu enclins à susciter des effets imprévus. Ils éprouveraient au contraire un besoin presque maladif de faire exactement ce qu'ils ont dit, car ils redoutent la fuite des capitaux, la dépréciation monétaire et les perturbations qui pourraient survenir sur les marchés financiers si leurs actions n'étaient pas conformes à leurs discours.

Cette critique de l'analyse de Kydland et Prescott s'applique tout particulièrement à la poursuite de cibles d'inflation, pour deux raisons. Premièrement, l'adoption de telles cibles par la banque centrale est généralement entérinée par le gouvernement. Cela étant, et compte tenu de l'ouverture de ce type de régime, il serait difficile pour le gouvernement de faire pression sur la banque centrale pour qu'elle ne respecte pas son objectif. Deuxièmement, l'ouverture du régime fournit également à la banque centrale un mécanisme clair au moyen duquel s'engager. En effet, une banque centrale qui n'atteindrait jamais les objectifs annoncés officiellement verrait sa réputation gravement ternie. Je doute fort que les

comités chargés de la formulation de la politique monétaire dans les banques centrales ayant une cible d'inflation soient disposés à payer ce prix pour tirer profit des avantages hypothétiques d'une inflation imprévue.

Il s'ensuit qu'il est plus juste, d'après moi, de considérer la Banque du Canada, ou toute autre banque centrale poursuivant une cible d'inflation, non pas comme étant contrainte par le problème de l'incohérence temporelle de Kydland et Prescott, ainsi que le fait Svensson dans son analyse, mais comme s'étant *engagée* formellement à stabiliser l'inflation et la production réelle.

Le principal argument que les chercheurs ont avancé récemment en faveur de l'adoption de cibles basées sur le niveau des prix est le résultat obtenu par Svensson au sujet de l'avantage gratuit, dont une version simple est présentée ci-après. Supposons que, durant chaque période, la fonction de perte sociale appropriée revêt la forme suivante :

$$\lambda y_t^2 + (\pi_t - \pi^*)^2, \lambda > 0, \quad (1)$$

où y_t désigne le logarithme de la production réelle (après élimination de la tendance), π_t , le taux d'inflation effectif, et π^* , le taux d'inflation visé. Au cours de chaque période, la banque centrale choisit y_t et π_t de façon à minimiser la fonction de perte (1) sous réserve d'une courbe de Phillips dotée d'anticipations :

$$\pi_t = (1/\alpha)(y_t - y_t^*) + \pi_t^e, \alpha > 0, \quad (2)$$

où y_t^* désigne le logarithme de la production potentielle (après élimination de la tendance) qui est présumé suivre un processus stationnaire avec une certaine persistance, et π_t^e représente le taux d'inflation attendu par le public sous réserve de y_t^* . La banque centrale considère y_t^* comme donné lorsqu'elle fait son choix. Elle considère également π_t^e comme donné (*elle ne s'engage pas*)¹.

La courbe de Phillips dotée d'anticipations (2) implique que la politique monétaire est neutre dans un cadre de rationalité des anticipations, c'est-à-dire que la production réelle est toujours égale à la production potentielle peu importe la politique de la banque centrale. Par conséquent, la politique monétaire *optimale* serait de viser à chaque période la cible d'inflation ($\pi_t \equiv \pi^*$); la valeur moyenne à long terme de la fonction de perte serait dans ce cas égale à $\lambda \text{var}(y_t^*)$.

1. La version présentée par Parkin suppose que le public et la banque centrale n'observent qu'un signal brouillé de y_t^* . Je pense que la version décrite ici fait ressortir un peu plus clairement la logique du raisonnement de Svensson.

Toutefois, la banque centrale qui ne s'est pas engagée ne sera pas en mesure de résister à la tentation de compenser les chocs d'offre qui engendrent des fluctuations de la production potentielle, et le taux d'inflation d'équilibre sera

$$\pi_t = \pi^* - \lambda \alpha y_t^* .$$

Par conséquent, la persistance de la production potentielle se traduira par des écarts persistants de l'inflation par rapport à la cible. Étant donné que la politique monétaire est neutre, ces écarts entraîneront une variabilité supplémentaire de l'inflation sans parvenir à réduire celle de la production réelle; la valeur moyenne d'équilibre à long terme de la fonction de perte sera strictement supérieure à la valeur optimale.

Il s'avère qu'un moyen de corriger partiellement l'ardeur excessive de la banque centrale qui ne s'est pas engagée est de lui demander d'agir comme un archer Zen : ne pas essayer de minimiser la véritable fonction de perte (1) mais viser plutôt autre chose, dans ce cas la pseudo-fonction de perte suivante :

$$\lambda y_t^2 + (p_{t+1} - p_{t+1}^*)^2 , \quad (3)$$

où p_t est le logarithme du niveau des prix et $p_t^* = \pi_t^* t$ représente une cible fondée sur le niveau des prix. Le résultat de cette erreur délibérée de visée est la fonction de maintien du niveau des prix

$$p_{t+1} = p_{t+1}^* - \lambda \alpha y_t^* .$$

Lorsque la persistance de la production potentielle est suffisante, la variabilité de l'inflation sera moindre si la cible est formulée en fonction du niveau des prix au lieu de l'inflation. En fait, la banque centrale cherchant à minimiser l'équation (3) s'inquiétera trop de l'écart cumulé du niveau des prix pour laisser libre cours à des fluctuations persistantes de l'inflation, susceptibles de ternir sa réputation si elle ne s'est pas engagée formellement à poursuivre une cible d'inflation.

Plusieurs raisons expliquent mon scepticisme à l'égard de cette proposition. D'abord, celle-ci est tributaire de l'existence d'une courbe de Phillips stable et dépend de façon cruciale des aspects dynamiques de cette relation. Même si, comme Parkin l'a souligné, la proposition se vérifie dans la courbe de Phillips des nouveaux économistes keynésiens, elle ne découle pas d'une courbe de Phillips caractérisée par le type de persistance de l'inflation qui — Fuhrer et Moore (1995) l'ont bien montré — ressort clairement des données.

Ce qui est plus important, c'est que la proposition de Svensson dépend dans une très large mesure du cadre de l'incohérence temporelle, auquel, selon moi, échappent les banques centrales ayant adopté une cible d'inflation. À mes yeux, une banque centrale de ce type souhaitant minimiser l'équation (1) sous réserve de l'équation (2) ne devrait pas connaître de problème d'incohérence temporelle et ferait simplement ce qui est optimal, à savoir veiller à ce que $\pi_t = \pi^*$ à chaque période, qui est le résultat optimal.

Cela ne veut pas dire qu'il faille écarter du revers de la main les cibles basées sur le niveau des prix. Au contraire, une bonne politique monétaire devrait, à mes yeux, tenter d'atténuer l'incertitude à long terme du niveau des prix qui résulte d'une stratégie axée sur la poursuite exclusive de cibles d'inflation. Toutefois, la formulation d'une telle stratégie doit tenir compte de deux points qu'omet Svensson dans son argumentation : l'inflation est persistante, et une banque centrale qui se fixe une cible d'inflation peut s'engager formellement à cet égard.

Considérons par exemple la fonction de perte

$$\lambda_y y_t^2 + \lambda_\pi (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_p (p_{t+1} - p_{t+1}^*)^2,$$

qui tient compte du coût de l'incertitude du niveau des prix. Supposons également que la courbe de Phillips prend la forme suivante :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + (1/\alpha)(y_t - y_t^*),$$

selon laquelle l'inflation présente un certain degré d'inertie, conformément à l'argument de Fuhrer et Moore. Pour simplifier l'analyse, supposons que la production potentielle n'est pas persistante, de sorte que y_t^* est une variable aléatoire non autocorrélée. Une banque centrale qui cherche à minimiser la moyenne à long terme de cette fonction de perte sous réserve de cette courbe de Phillips opérerait pour une politique hybride de la forme suivante :

$$\pi_t = \pi^* + \beta(\pi_{t-1} - \pi^*) - \gamma(p_t - p_t^*) - \delta y_t^*,$$

où β et γ se situent entre zéro et un, et δ est positif.

Le terme relatif au niveau des prix dans cette politique hybride introduit une correction des écarts qui limite le degré d'incertitude du niveau des prix à long terme. Toutefois, les autorités monétaires ne tenteraient pas de neutraliser immédiatement chaque fluctuation de courte durée de ce niveau comme si elles cherchaient absolument à maintenir fixe le niveau des prix. Pour des valeurs raisonnables des paramètres de la fonction de coût et de la courbe de Phillips, un choc d'offre de courte durée ayant pour effet d'accroître l'inflation serait plutôt suivi d'une réduction progressive du taux d'inflation, et les autorités laisseraient l'écart du niveau des prix se creuser

durant plusieurs périodes avant de finalement le ramener à zéro. Cette accentuation de l'écart est induite par la persistance de l'inflation dans la courbe de Phillips, qui impose un coût élevé, sous la forme d'une perte de production, à une politique qui corrige immédiatement l'écart du niveau des prix.

Une politique hybride de ce type n'est pas forcément très différente des politiques actuelles fondées sur la poursuite de cibles d'inflation. Elle pourrait être mise en œuvre en obligeant simplement la banque centrale à resserrer un peu plus les conditions monétaires lorsque le niveau des prix dépasse sa trajectoire cible à long terme. Même cette modification mineure de la politique actuelle pourrait avoir une incidence majeure à long terme étant donné que, par rapport à une stratégie axée strictement sur la réalisation de cibles d'inflation (c.-à-d. sans correction des écarts), elle ferait passer la variance à long terme du niveau des prix d'une valeur infinie à une valeur finie. À mes yeux, cela représenterait une amélioration considérable, même s'il s'agit d'un changement bien moins radical que ce que proposent les plus récents défenseurs des cibles basées sur le niveau des prix.

Bibliographie

- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Fuhrer, J. et G. Moore (1995). « Inflation Persistence », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110 (février), p. 127-193.
- Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1977). « Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, vol. 85 (juin), p. 473-491.
- Svensson, L. E. O. (1999). « Price-Level Targeting versus Inflation Targeting: A Free Lunch? », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 31, n° 3, partie 1, p. 277-295.

Commentaires

*W. Craig Riddell**

Michael Parkin fournit un intéressant tour d’horizon des progrès que nous avons réalisés dans la compréhension de la stabilité des prix, en portant une attention particulière aux travaux récents. Dans son étude, il traite d’un large éventail de questions; je me limiterai pour ma part à un nombre plus restreint de sujets. J’aborderai en premier lieu l’expérience vécue par le Canada dans les années 1990 et sa pertinence du point de vue du coût de la maîtrise de l’inflation. Cela me mènera naturellement à commenter la section 4.2, que Parkin consacre au rôle de lubrifiant joué par l’inflation sur le marché du travail, et à analyser l’influence que les caractéristiques du processus d’établissement des salaires et les autres institutions du marché du travail peuvent exercer sur les coûts liés à la réalisation et au maintien d’un bas taux d’inflation.

La « décennie perdue » du Canada

Il y a plusieurs années, la reine d’Angleterre s’était plainte d’une *annus horribilis*. C’est un peu le sentiment que les Canadiens éprouvent à propos des années 1990. La décennie s’est amorcée par une récession prolongée, de 1990 à 1992, qui a été la pire dans notre pays depuis la crise de 1929 (Fortin, 1996). L’économie a ensuite été lente à s’en remettre. Bien que la décennie se soit terminée sur plusieurs années de croissance satisfaisante, la baisse des revenus réels pendant la première moitié des années 1990 a été si prononcée qu’il a fallu attendre la fin de la décennie pour voir le niveau de vie des Canadiens remonter à ce qu’il était avant la récession (1989). Le

* Je remercie Paul Beaudry et Thomas Lemieux pour leurs précieuses remarques.

niveau de vie a également reculé par rapport aux États-Unis et à plusieurs autres pays de l'OCDE.

Deux raisons principales ont été avancées pour expliquer les piètres résultats de l'économie canadienne au cours des années 1990, et en particulier sa relative faiblesse pendant la première moitié de la décennie. Par souci de simplicité, je parlerai de l'explication de « Fortin » (voir Fortin, 1996 et 2001) et de l'explication de la « Banque du Canada » (voir Thiessen, 1996-1997, et Freedman et Macklem, 1998). Fortin attribue le « grand marasme canadien » de 1990-1992 et la faible reprise des années 1992 à 1995 essentiellement à l'orientation restrictive de la politique monétaire (et à la contraction des dépenses qu'elle a entraînée). La Banque du Canada, quant à elle, invoque une conjonction de facteurs : d'importants changements structurels liés à la mondialisation et au progrès technologique, d'une part, et les taux d'intérêt élevés imposés par les marchés financiers en raison notamment du lourd endettement du secteur public et de l'instabilité politique, d'autre part.

Dès le début de la décennie, la Banque du Canada a cherché à faire baisser l'inflation, qui était alors d'environ 5 %. Elle a adopté en 1991 des cibles explicites de réduction de l'inflation, dans le but de ramener graduellement celle-ci à 3 %, puis à 2,5 % et enfin à 2 % durant la période 1991-1995. Ces cibles ont par la suite été remplacées par des « cibles de maîtrise de l'inflation » prenant la forme d'une fourchette de 1 à 3 %.

L'objectif de réduction de l'inflation a été atteint, le rythme de hausse des prix étant passé de quelque 5 % en 1990 à 1-2 % en 1994. Cependant, la diminution de l'inflation s'est accompagnée de coûts exceptionnellement élevés. Debelle (1996) ainsi que Bernanke et coll. (1999) estiment que le ratio de sacrifice, durant la période de désinflation 1990-1993, a été plus du double du ratio observé au Canada pendant les périodes similaires antérieures, par exemple le milieu des années 1970 et le début de la décennie 1980 (alors que le taux d'inflation initial était beaucoup plus élevé). Le ratio de sacrifice a également été plus élevé au Canada pendant les années 1990-1993 qu'en Australie et en Nouvelle-Zélande, où l'inflation a été réduite dans une mesure comparable à la fin des années 1980 et au début des années 1990 (Debelle, 1996; Bernanke et coll., 1999).

S'appuyant sur les travaux d'Akerlof, Dickens et Perry (1996), Fortin (1996 et 2001) soutient qu'à long terme, la courbe de Phillips est verticale pour des taux d'inflation modérés ou élevés, mais qu'elle présente une pente négative quand l'inflation est faible. La principale raison pour laquelle cette portion de la courbe a une pente négative est la résistance aux réductions de

salaires nominaux — peut-être à cause du phénomène d'illusion monétaire ou d'un souci d'équité dans l'établissement des salaires. Dans ces conditions, faire passer l'inflation d'un niveau modéré à un bas niveau, comme cela a été le cas au Canada au début des années 1990, se traduit à la fois par un coût temporaire — le manque à produire et les pertes d'emploi nécessaires pour que l'inflation baisse — et par un coût permanent dû au fait que la courbe de Phillips n'est pas verticale quand l'inflation est faible.

Selon ce point de vue, la rigidité à la baisse des salaires tire à conséquence en ce qui concerne non seulement le coût de la désinflation, mais aussi le taux d'inflation visé à long terme. En présence de rigidité des salaires nominaux, une inflation modérée contribue à la hausse de la production et de l'emploi en facilitant les ajustements de salaires relatifs qui sont indispensables à une allocation efficace du facteur travail. La question de savoir si l'inflation « lubrifie les rouages » du marché du travail, et dans quelle mesure elle le fait, en facilitant les variations de salaires relatifs et réels, revêt donc une importance fondamentale pour le choix de la cible à long terme de la politique monétaire. Plus la rigidité des salaires nominaux est forte, et plus le choix d'une cible d'inflation fixée à un bas niveau se traduira par des coûts élevés sur le plan de la production et de l'emploi.

L'étude de Parkin, de même que les présents commentaires, accorde une grande place à une évaluation de la mesure dans laquelle les recherches récentes justifient l'accent mis par Akerlof, Dickens et Perry (1996) ainsi que par Fortin (1996) sur la rigidité des salaires nominaux et sur ses conséquences pour le comportement global de l'économie en situation de faible inflation. Comme l'indique la suite de mes propos, j'ai une opinion moins tranchée que Parkin à cet égard. La rigidité des salaires nominaux semble bel et bien constituer un phénomène important sur le plan empirique dans un pays comme le Canada. Par contre, on ne sait toujours pas si cette rigidité a des effets réels sur l'économie.

Malgré les contributions utiles qui ont été apportées récemment au débat entourant l'importance empirique de la rigidité à la baisse des salaires, les raisons de la faiblesse relative de l'économie canadienne durant la première moitié des années 1990 n'ont pas encore été élucidées (Riddell, 1999). Il est permis de le déplorer, étant donné l'utilité évidente d'une meilleure compréhension des facteurs à l'origine des piètres résultats de notre économie pendant cette période. De plus, une comparaison de ces résultats avec ceux observés aux États-Unis — où les autorités n'ont pas essayé de réduire l'inflation de façon aussi marquée que leurs homologues

canadiens au début des années 1990 — tend à montrer que la recherche d'un bas taux d'inflation n'est pas la voie à suivre.

Comme nous le verrons plus loin, les travaux récents n'apportent guère d'eau au moulin de ceux qui soutiennent que la rigidité à la baisse des salaires explique dans une large mesure le taux élevé de chômage enregistré en période de faible inflation. Par ailleurs, l'argument de la Banque du Canada selon lequel l'économie canadienne a fait l'objet d'ajustements structurels exceptionnels au début des années 1990 est loin d'être convaincant. M'étant penché sur le cas du Canada (Riddell, 1997), j'ai constaté, il est vrai, une certaine intensification des changements structurels pendant les années 1980 et tout particulièrement durant les années 1990, mais la différence n'est pas si importante que cela par rapport aux ajustements observés pendant les années 1960 et 1970. Picot et Heisz (2000) signalent que le phénomène de compression des effectifs pendant la reprise des années 1990 a bel et bien contribué au ralentissement de la progression de l'emploi. Ce phénomène s'est toutefois concentré dans le secteur public et le secteur des services aux ménages, de sorte qu'il est difficile d'y voir l'effet de la mondialisation et du progrès technique. En outre, la probabilité qu'un travailleur perde son emploi de façon permanente n'a pas augmenté pendant la première moitié des années 1990 par rapport aux périodes antérieures. La faible croissance de l'emploi s'explique davantage par des embauches moins nombreuses que par une multiplication des mises à pied.

Comportement global du marché du travail

Avant de parler des recherches, il convient d'examiner la flexibilité que présente le marché du travail, considéré globalement. Les Figures 1 et 2 illustrent l'évolution du salaire hebdomadaire moyen, par groupe d'âge, des femmes et des hommes qui travaillent à temps plein à longueur d'année. Les données proviennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), menée chaque année en avril pour recueillir de l'information sur le revenu annuel et le nombre de semaines travaillées durant l'année civile précédente, ce qui permet de calculer la rémunération hebdomadaire moyenne. Le fait de limiter les données au travail à temps plein réduit sensiblement, sans toutefois l'éliminer, la contribution du nombre des heures travaillées par semaine à la rémunération hebdomadaire.

Ces données révèlent que les salaires réels des différents groupes d'âge ont évolué de manière très groupée de 1969 au début des années 1980, mais qu'ils ont ensuite suivi des trajectoires très différentes. Cela indique une flexibilité modérée des salaires réels et relatifs des travailleurs ayant des

Figure 1
Salaire annuel réel selon l'âge, femmes travaillant à temps plein
à longueur d'année, 1969 = 100

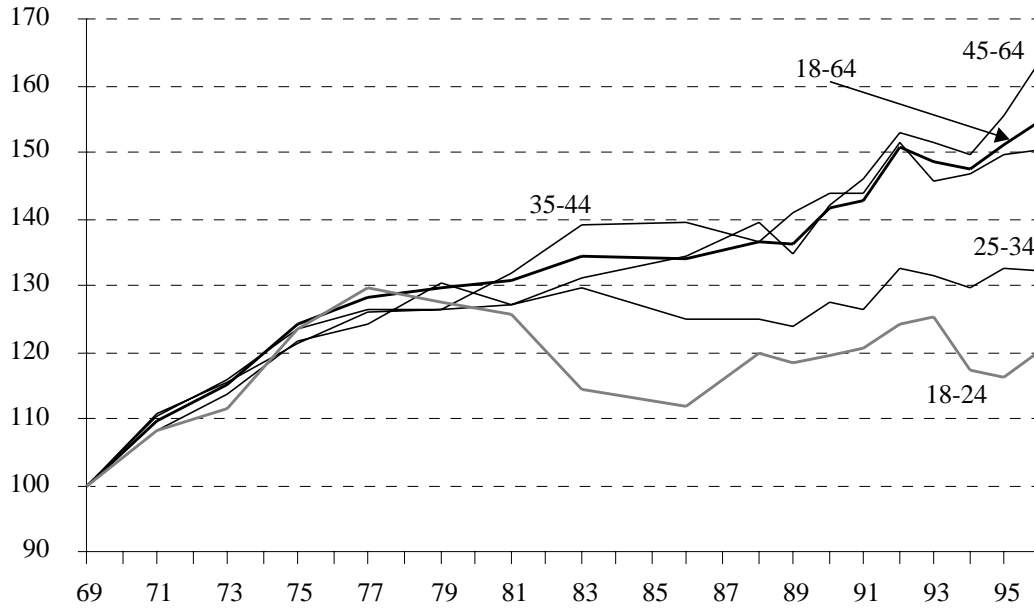
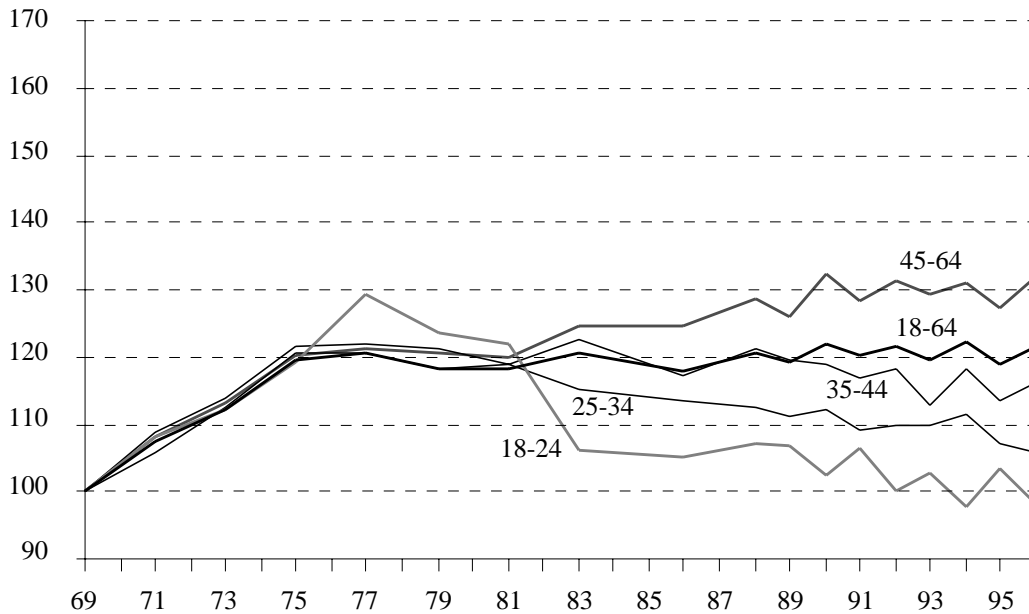


Figure 2
Salaire annuel réel selon l'âge, hommes travaillant à temps plein
à longueur d'année, 1969 = 100



âges différents et une expérience variable du marché du travail. Lorsqu'ils comparent l'évolution de la rémunération hebdomadaire moyenne des hommes d'âge mûr selon leur scolarité au Canada et aux États-Unis, Kuhn et Robb (1998) constatent eux aussi d'importants ajustements à la baisse des salaires, notamment chez les travailleurs les moins qualifiés, pendant les années 1980 au Canada.

Bien entendu, ces observations sont fondées sur une série d'échantillons transversaux; elles ne découlent pas de l'étude suivie de la rémunération de travailleurs donnés dans le temps. Notons cependant que Beaudry et Green (2000), qui recourent à la méthode des « cohortes artificielles » pour suivre dans le temps des échantillons représentatifs de cohortes déterminées, concluent également à l'existence d'ajustements à la baisse considérables des salaires réels, en particulier dans le cas des cohortes les plus jeunes, sur la foi des données de l'EFC.

Afin d'achever ce portrait impressionniste de l'ensemble du marché du travail, il importe de se rappeler que le salaire minimum a beaucoup diminué (par rapport à la rémunération moyenne dans le secteur manufacturier) au Canada pendant les années 1980 (Benjamin, 1996). Les recherches effectuées récemment par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996), concernant les États-Unis, ainsi que par Fortin et Lemieux (2000), pour ce qui est du Canada, fournissent une démonstration frappante du fait que les salaires minimums modifient la courbe de distribution des revenus, en donnant lieu à un renflement considérable autour du minimum aux dépens des taux de rémunération inférieurs. Par conséquent, la baisse des salaires réels observée pendant les années 1980, qu'illustrent les Figures 1 et 2, est sans doute imputable en partie à la réduction du salaire minimum relatif plutôt qu'à un recul de la flexibilité des salaires, à caractéristiques institutionnelles constantes. Je reviendrai sur l'importance du rôle joué par les changements institutionnels.

Résultats empiriques concernant la rigidité à la baisse des salaires

Comme le signale Parkin, relativement peu de recherches avaient été consacrées à cette question à l'époque où la Banque du Canada a tenu son colloque de 1997 (Banque du Canada, 1998). Il convient de signaler les études de McLaughlin (1994), de Card et Hyslop (1997) et de Kahn (1997) dans le cas des États-Unis, et celle de Crawford et Harrison (1998) au Canada. D'autres auteurs se sont penchés par la suite sur la question, notamment Christofides et Stengos (2000) ainsi que Farès et Lemieux

(2001) au Canada, McLaughlin (1999) aux États-Unis et Smith (2000) au Royaume-Uni.

Ces études reposent généralement sur la méthodologie suivante. Dans un premier temps, la distribution des variations de salaires nominaux est décrite. La période sur laquelle la variation est calculée varie selon les données disponibles, l'année constituant l'intervalle le plus courant. La distribution présente habituellement un pic marqué à la valeur zéro. La queue gauche de la distribution (variation négative des salaires) est aussi moins épaisse, généralement, que la queue de droite (variation positive supérieure à la moyenne). L'on s'efforce ensuite (mais pas dans tous les cas) d'estimer dans quelle mesure la rigidité à la baisse des salaires, par opposition aux autres facteurs, contribue au pic de la courbe de distribution autour de zéro et à l'absence relative d'ajustements négatifs des salaires. On obtient ainsi une estimation quantitative de l'importance de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur le marché du travail considéré.

Le degré de rigidité à la baisse des salaires dépend probablement des caractéristiques institutionnelles du processus de détermination des salaires dans le pays étudié. Un pays où le salaire minimum est élevé par rapport à la rémunération moyenne et s'applique à la plupart des travailleurs affichera probablement une rigidité à la baisse des salaires plus marquée qu'un pays où le salaire minimum est faible ou ne s'applique qu'à une faible proportion de travailleurs. Le taux de syndicalisation devrait aussi, normalement, influencer sur la flexibilité des salaires dans l'économie.

On peut donc s'attendre à ce qu'une modification des caractéristiques institutionnelles du marché du travail se répercute sur le degré de rigidité à la baisse des salaires. Aux fins de la conduite de la politique macroéconomique à moyen terme — par exemple, pour l'établissement de cibles en matière d'inflation —, les caractéristiques institutionnelles en place doivent être considérées comme données. Il est possible que la recherche d'une faible inflation, voire de la stabilité des prix, finisse par modifier le mode d'établissement des salaires, mais ce résultat est des plus incertains. De même, et cette observation revêt une importance toute particulière en l'espèce, le degré de rigidité à la baisse des salaires dans une économie doit être associé à un ensemble bien précis de caractéristiques institutionnelles concernant l'établissement des salaires.

Les trois pays pour lesquels des études de ce genre ont été effectuées sont le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni (voir le Tableau 1 de Parkin). Lorsqu'on veut évaluer la mesure dans laquelle les résultats obtenus dans les deux autres pays sont valables pour le Canada, il importe de se

rappeler que, aux États-Unis et au Royaume-Uni, le marché du travail a subi d'importants changements institutionnels pendant les années 1980 et 1990 (la période d'estimation retenue dans la plupart des études en question). Il semble bien établi que ces changements ont contribué à creuser les inégalités salariales dans les deux pays et que la vitesse relative à laquelle les caractéristiques institutionnelles se sont modifiées a influé dans une large mesure sur le rythme d'accroissement des inégalités¹. Par exemple, c'est au Royaume-Uni, où l'on a observé la baisse la plus notable du taux de syndicalisation, qu'a été constatée l'accentuation la plus marquée des inégalités salariales parmi les trois pays considérés, et c'est au Canada, où le recul des syndicats a été le moins prononcé, que cette hausse des inégalités a été la moins sensible. Les modifications du salaire minimum aux États-Unis et au Canada ont également influé sur l'évolution des inégalités salariales dans les deux pays (Fortin et Lemieux, 1997; DiNardo et Lemieux, 1997; Green et Paarsch, 1997).

En raison des importants changements d'ordre institutionnel qui ont eu lieu sur le marché du travail, notamment sur le plan de la syndicalisation, au cours des années 1980 et 1990 aux États-Unis et au Royaume-Uni (et plus particulièrement dans ce dernier pays), nous nous attendrions à ce que les deux pays affichent une rigidité à la baisse des salaires moindre que si les structures d'établissement des salaires n'avaient pas changé. L'évolution à la baisse des salaires observée durant cette période est due en partie à des changements de type institutionnel influant sur la détermination des salaires plutôt qu'aux effets des chocs de demande et d'offre dans un cadre institutionnel inchangé. C'est pourquoi les observations recueillies aux États-Unis et au Royaume-Uni risquent de donner une idée exagérée de la flexibilité des salaires à la baisse.

Essentiellement deux catégories de données ont servi à évaluer la rigidité des salaires nominaux. Les chiffres relatifs aux conventions collectives, qui sont disponibles au Canada pour toutes les conventions intéressant 500 employés syndiqués ou plus, ont l'avantage de fournir des renseignements précis sur les dates de début et de fin des conventions, de même que sur les taux de rémunération négociés applicables pendant la durée des contrats. Ils ont pour principaux inconvénients de ne porter que sur une partie limitée du marché du travail (un sous-ensemble du secteur syndicalisé, représentant moins de 10 % de la population active) et de ne

1. Voir par exemple Fortin et Lemieux (1997) dans le cas des États-Unis, DiNardo et Lemieux (1997), qui présentent une étude comparative du Canada et des États-Unis, et Gosling et Lemieux (2000), qui comparent pour leur part les États-Unis et le Royaume-Uni.

concerner que le taux de rémunération de base, soit habituellement le salaire offert à l'entrée en fonction, qui n'est pas forcément représentatif de l'ensemble des employés visés par une convention. La deuxième source d'information, exploitée de manière plus intensive, est constituée par les données de panel qui proviennent de l'Enquête sur l'activité et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) au Canada, de la Panel Study of Income Dynamics (PSID) et des fichiers appariés de la Current Population Study (CPS) aux États-Unis, ainsi que de la British Household Panel Survey (BHPS) au Royaume-Uni. Plusieurs de ces sources d'information sont représentatives des populations qu'elles visent (Enquête sur l'activité et EDTR au Canada, CPS aux États-Unis et BHPS au Royaume-Uni), comportent des échantillons de grande taille et permettent de suivre l'évolution de la situation de travailleurs pendant une à six années.

Si la distribution des variations salariales peut être établie sans peine, il est par contre moins évident d'estimer la forme qu'elle aurait en l'absence de rigidité des salaires nominaux. La différence entre la distribution observée des variations salariales et la distribution contrefactuelle estimée correspond à l'effet estimatif de la rigidité sur la distribution des ajustements salariaux.

Bien que les économistes admettent que la distribution contrefactuelle est par définition non observable, les structures classiques à répartition aléatoire constituent une solution idéale parce qu'elles fournissent une estimation sans biais de cette distribution. Cependant, même à l'aide de données non expérimentales, on peut souvent obtenir des estimations de la distribution contrefactuelle qui sont tout à fait fiables. Dans ce cas-ci, toutefois, nous nous trouvons sur un terrain plus glissant parce que nous disposons de très peu d'observations empiriques sur la forme de la distribution « pure » des variations salariales — celle qui serait observée en l'absence de rigidité des salaires nominaux. Il est donc probable que des divergences d'opinions persisteront concernant l'interprétation des données disponibles dans ce domaine.

Parkin accorde une importance considérable aux nouveaux résultats obtenus par Smith dans le cas du Royaume-Uni. Les données de la BHPS sont de haute qualité et présentent quelques caractéristiques utiles aux fins qui nous intéressent. En outre, certains des résultats sont remarquables, voire surprenants. Aussi vaut-il la peine d'évaluer la pertinence de ces résultats du point de vue de la politique monétaire canadienne. J'aborderai cette question sous quatre angles différents : i) l'évolution plus rapide des institutions au Royaume-Uni qu'au Canada; ii) les différences d'ordre

institutionnel entre le Royaume-Uni et le Canada; iii) la nature des hypothèses contrefactuelles; iv) les résultats concernant l'erreur de mesure dans les données de panel relatives aux salaires.

Comme dans ses travaux précédents, Smith constate un pic notable de la distribution des variations salariales à la valeur zéro — environ 9 % des salariés qui gardent leur poste d'une année à l'autre touchent un salaire inchangé. Elle conclut cependant qu'environ 90 % de ce pic — 8 points de pourcentage sur 9 — peut être attribué à des causes « symétriques » (contrats de longue durée, erreur de mesure et arrondissement des chiffres). Elle n'impute par conséquent qu'une faible proportion de la concentration observée à zéro à une rigidité asymétrique à la baisse des salaires.

Parkin fait ressortir la similitude des chiffres bruts relatifs à la rigidité à la baisse des salaires au Canada, aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il faut cependant tenir compte du taux d'inflation en vigueur — un élément déterminant de la forme de la distribution des variations salariales et, donc, de la proportion des réductions et des gels de salaires nominaux — lorsqu'on procède à des comparaisons entre périodes dans un même pays ou à des comparaisons entre pays à un moment donné². Une fois ce facteur pris en compte, on constate qu'il y a plus de variations à la baisse des salaires au Royaume-Uni (où 23 % des travailleurs subissent une diminution de leur salaire pendant la période d'estimation) qu'aux États-Unis, à taux d'inflation comparables.

Pendant les années 1980 et 1990, les caractéristiques institutionnelles du marché du travail ont été bouleversées au Royaume-Uni (Gosling et Lemieux, 2000). On notera principalement le recul marqué de la syndicalisation, tout particulièrement après le milieu des années 1980. De plus, les instances salariales qui fixaient les rémunérations minimales dans certains secteurs à bas salaire ont vu leur pouvoir diminuer, pour finir par disparaître en 1993. Parmi les autres changements qui ont influé sur la détermination des salaires, mentionnons la contraction de l'emploi dans le secteur public ainsi qu'un recours plus fréquent à l'impartition et aux appels d'offres concurrentiels pour l'exécution des services publics. Ces changements considérables ont probablement contribué au degré appréciable de flexibilité à la baisse des salaires que l'on observe au Royaume-Uni au cours des années 1990³.

2. Par exemple, Card et Hyslop (1997) constatent une forte relation négative entre la proportion des travailleurs dont le salaire est rigide et le taux d'inflation.

3. L'étude de Smith (2000) porte sur les années 1992 à 1996.

Outre que les structures et modalités d'établissement des salaires ont changé plus rapidement au Royaume-Uni, il existe plusieurs différences susceptibles de tirer à conséquence entre ce pays et le Canada, sur le plan institutionnel et légal. Au Canada, la négociation collective et la mise sur pied de syndicats sont très codifiées, alors qu'au Royaume-Uni, la coutume joue un rôle beaucoup plus important. Par exemple, au Canada, les autorités compétentes appliquent un genre quelconque de « loi Wagner » comme modèle d'établissement et de reconnaissance des syndicats. Si, par un mécanisme de signature de cartes ou d'élection au scrutin secret, le syndicat peut démontrer qu'il a l'appui de la majorité des membres de l'unité de négociation, il est reconnu agent négociateur pour tous les membres. Au Royaume-Uni, par contre, la reconnaissance d'un syndicat est volontaire pour les employeurs et, même lorsqu'un syndicat est en place dans une entreprise, rien n'empêche certains employés de négocier eux-mêmes leurs conditions de rémunération⁴. De même, en ce qui concerne le régime de sécurité syndicale, les autorités compétentes au Canada exigent au moins la retenue générale des cotisations syndicales ou appliquent la formule Rand (les employés ne sont pas tous obligés de faire partie du syndicat, mais tous les membres de l'unité de négociation doivent acquitter les cotisations syndicales), et l'atelier syndical est chose courante (tous les employés sont tenus d'adhérer au syndicat passé un certain délai après l'embauche). Au Royaume-Uni, en revanche, l'embauche est souvent indépendante de l'appartenance syndicale, et beaucoup d'employés du « secteur syndiqué » ne font pas partie d'un syndicat. Selon les données de la BHPS, environ 40 % des travailleurs du secteur privé sont visés par des conventions collectives — contre à peu près 20 % au Canada —, mais une proportion étonnante de 15 % est constituée par des travailleurs non membres de syndicats (Hildreth, 2000). Au Canada, la proportion des travailleurs non syndiqués assujettis aux conventions n'est que d'environ 2,5 %, le chiffre comparable étant de moins de 2 % aux États-Unis. Par conséquent, près de la moitié des membres de l'unité de négociation ne sont pas syndiqués au Royaume-Uni, et rien dans la loi n'oblige l'entreprise à négocier avec le syndicat, situation bien différente de celle qu'on observe le plus souvent au Canada.

Une autre différence à noter est l'absence, au Royaume-Uni, de contrats de travail en bonne et due forme assortis de dates précises d'entrée

4. Récemment (depuis la fin de la période étudiée par Smith), le Royaume-Uni s'est doté, sous l'impulsion du gouvernement Blair, d'un nouveau code du travail comportant un processus de reconnaissance formelle des syndicats analogue à celui qui est en place aux États-Unis et au Canada.

en vigueur et d'expiration. À l'évidence, les rémunérations sont fréquemment renégociées chaque année, mais cette différence rend difficile la détermination de la partie des variations salariales nulles qui peut être attribuée aux contrats de longue durée.

Dans la BHPS, la période qui sépare deux entrevues varie, caractéristique dont Smith se sert pour estimer la distribution contrefactuelle — en l'occurrence, la proportion des variations salariales nulles qui est due aux contrats de longue durée. Le pourcentage de salaires rigides ne varie guère quand l'intervalle est de 13 ou 14 mois plutôt que de 12, mais une baisse considérable est notée quand les entrevues sont espacées de plus de 14 mois. Smith se base sur les chiffres relatifs aux entrevues distantes de plus de 14 mois pour estimer la proportion de la rigidité qui reste après élimination de l'influence des contrats de longue durée; elle en conclut que plus de la moitié du pic de 9 % constaté à zéro est imputable à des contrats de longue durée « symétriques » $[(9,0 - 4,0) / 9,0 = 56 \%$]. Cette estimation repose toutefois sur l'hypothèse que les observations provenant des entrevues qui sont espacées de 13 ou de 14 mois sont régies par les contrats de longue durée de la même façon que les entrevues distantes de 12 mois.

L'hypothèse qui est généralement faite dans les études de ce genre est que l'erreur de mesure donne une idée exagérée de l'ampleur des véritables variations salariales. Certains auteurs sont allés jusqu'à dire que la majeure partie des diminutions de salaires observées aux États-Unis pouvait être attribuée à l'erreur de mesure (Akerlof, Dickens et Perry, 1996). Les conclusions de Smith concernant l'erreur de mesure sont intéressantes parce qu'elles indiquent que l'inverse pourrait être vrai, c'est-à-dire que l'erreur de mesure des salaires donnerait lieu à une surestimation de leur rigidité. On distingue l'influence de l'erreur de mesure parce que certains répondants à l'enquête vérifient leurs bordereaux de paie lorsqu'ils déclarent leur revenu, tandis que les autres ne le font pas. On fait l'hypothèse que les réponses fournies par l'échantillon des répondants ayant consulté leurs bordereaux de paie ne comportent aucune erreur.

Les résultats de Smith pourraient avoir des implications importantes. Il reste que l'hypothèse voulant qu'aucune erreur de mesure n'entache le sous-échantillon des répondants qui ont consulté leurs bordereaux de paie n'est pas forcément exacte. En effet, le salaire s'entend, dans l'étude, de la rémunération brute normale (y compris la rémunération du temps supplémentaire et les primes) du travailleur. Smith se fonde expressément sur la rémunération brute normale plutôt que sur la paie la plus récente

« parce que cette dernière pourrait être faussée par des primes exceptionnelles, des paiements d'heures supplémentaires et autres facteurs du même genre » (p. C179, traduction). Or, les bordereaux de paie consultés par le répondant fournissent des renseignements sur la paie effective de la période considérée, et non sur la « rémunération normale ». Il paraît donc possible que le sous-échantillon des répondants en question comporte des erreurs de mesure en raison de la définition du salaire qui est utilisée.

À l'évidence, les conclusions de Smith sont valables dans le cas du Royaume-Uni, encore qu'on ne puisse déterminer exactement la mesure dans laquelle la flexibilité observée des salaires est attribuable aux changements d'ordre institutionnel ou, au contraire, aux chocs de demande et d'offre dans un cadre institutionnel inchangé. Pour les motifs exposés précédemment, la prudence est de mise lorsqu'on veut transposer ces résultats dans le contexte canadien.

Conséquences réelles de la rigidité à la baisse des salaires

Les études empiriques récentes sur la distribution des variations salariales au niveau individuel ont permis d'approfondir nos connaissances, sans toutefois infléchir de manière sensible les conclusions établies antérieurement par Card et Hyslop (1997) dans le cas des États-Unis et par Crawford et Harrison (1998) pour le Canada. Il reste que nous n'avons pas fait d'aussi grands progrès dans l'analyse des conséquences qu'à la rigidité des salaires, au niveau du travailleur, pour le comportement du marché du travail. Plus précisément, la rigidité des salaires nominaux entraîne-t-elle une baisse de la production et une hausse du chômage au niveau d'un secteur, d'une région ou de l'économie?

Le « taux de rémunération » qui importe pour l'allocation des ressources est le salaire ou le coût de main-d'œuvre qui influe sur les décisions d'offre et de demande de travail. Même s'il existe une rigidité considérable des salaires nominaux, les employeurs et les salariés disposent de divers moyens pour s'adapter aux chocs extérieurs, en jouant notamment sur les avantages sociaux, les conditions de travail et l'effort fourni (dans le cas des salariés). La question est de savoir si le recours à ces moyens a pour effet de modifier le véritable taux de rémunération sous-jacent sans nécessiter une variation du salaire nominal.

L'une des principales conclusions de l'étude approfondie effectuée par Card et Hyslop (1997) est que l'économie américaine présente une rigidité modérée des salaires à la baisse. D'après ces deux auteurs, la rigidité à la baisse des salaires nominaux au cours d'une année représentative de la

décennie 1980 a « freiné » les variations des salaires réels des travailleurs de jusqu'à 1 % par an. Cependant, leur analyse des statistiques au niveau des États n'indique guère que le rythme d'ajustement des salaires sur les marchés locaux du travail soit plus rapide dans un climat de forte inflation. Ce résultat est conforme à l'opinion voulant que la rigidité des salaires nominaux soit importante sur le plan quantitatif, mais que ses effets réels soient atténués par les ajustements que les travailleurs et les entreprises peuvent effectuer par d'autres moyens.

Deux études reproduites dans le présent volume analysent l'hypothèse voulant que la courbe de Phillips s'aplatisse en climat de faible inflation, la rigidité à la baisse des salaires exerçant alors un effet contraignant sur un plus grand nombre d'employeurs et de salariés. Farès et Lemieux (2001) estiment des courbes de Phillips des salaires réels à l'aide des statistiques de l'EFC sur la période 1981-1997. Ils tirent parti à la fois des variations temporelles observées dans l'ensemble du Canada et des différences de conjoncture économique d'une province à l'autre et d'une période à l'autre. Les résultats globaux appuient faiblement l'hypothèse dans la mesure où la relation négative estimée pour les années 1980 n'est plus statistiquement significative pendant la période de faible inflation des années 1990. Par contre, l'analyse des données provinciales ne permet pas d'expliquer l'aplatissement de la courbe de Phillips pendant les années 1990. Dans l'ensemble, les résultats de Farès et Lemieux vont dans le sens des conclusions tirées par Card et Hyslop (1997) dans le cas des États-Unis, à savoir qu'il existe peu d'indices que la rigidité à la baisse des salaires ait un effet négatif sur l'emploi en période de faible inflation.

Beaudry et Doyle (2001) se penchent sur l'évolution des courbes de Phillips illustrant la relation entre l'inflation et l'écart de production au Canada et aux États-Unis au cours des quarante dernières années. Les courbes de Phillips qu'ils estiment pour le Canada et les États-Unis sont à peu près similaires. Ils constatent que, dans les deux pays, la pente de la courbe de Phillips a sensiblement diminué au cours des deux dernières décennies (depuis la fin des années 1970). Une nouvelle baisse appréciable peut également être observée dans les années 1990, encore que la diminution s'amorce un peu plus tôt aux États-Unis (vers 1988) qu'au Canada (vers 1992). L'aplatissement très marqué de la courbe de Phillips pendant les années 1990 est compatible avec l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires qui exerce un effet contraignant sur les entreprises et les travailleurs. Par contre, le fait que, selon les auteurs, la réduction de la pente de la courbe de Phillips ait été similaire dans les deux pays surprend, étant

donné que le Canada a réussi à obtenir des taux d'inflation beaucoup plus faibles que ceux enregistrés aux États-Unis.

Beaudry et Doyle attribuent la diminution de la pente de la courbe de Phillips à l'amélioration des méthodes par lesquelles les banques centrales recueillent de l'information sur l'évolution réelle de l'économie et y réagissent. Ils élaborent un modèle dans lequel des autorités monétaires imparfaitement informées de l'évolution de l'économie s'emploient à recueillir des renseignements et établissent leur politique de manière optimale à la lumière de ceux-ci. Le modèle repose sur une relation de Phillips à forme réduite, dont la pente est censée diminuer à mesure que la fonction de collecte d'information de la banque centrale s'améliore. L'une des raisons pour lesquelles les auteurs préfèrent cette interprétation de l'aplatissement observé de la courbe de Phillips inflation-production dans les deux pays est que le degré de non-linéarité de la courbe n'a pas augmenté pendant la période d'inflation la plus récente, comme on s'y attendrait si l'aplatissement était causé par la rigidité à la baisse des salaires. Le résultat selon lequel la pente de la courbe de Phillips a diminué dans une mesure similaire au Canada et aux États-Unis paraît aussi cadrer avec l'interprétation de Beaudry et Doyle.

Les résultats concernant les conséquences réelles de la rigidité à la baisse des salaires au Canada sont ambigus et peu concluants. L'étude que Farès et Lemieux consacrent aux courbes de Phillips mettant en relation le salaire réel et le chômage pendant les années 1980 et 1990 ne prouve pas de manière claire que ces courbes se sont aplaties pendant le régime de faible inflation des années 1990. À l'opposé, Beaudry et Doyle constatent au terme de leur étude des quarante dernières années que la pente de la relation de Phillips entre l'inflation et la production a sensiblement diminué après la fin de la décennie 1970 et a de nouveau baissé de manière notable au cours des années 1990. Ce résultat est compatible avec une influence de la rigidité à la baisse des salaires sur les ajustements de salaires relatifs durant la période de faible inflation des années 1990, mais il cadre aussi avec d'autres mécanismes, dont celui que proposent Beaudry et Doyle. L'observation selon laquelle la pente de la courbe de Phillips a diminué de façon semblable au Canada et aux États-Unis pendant la décennie 1990 est plus difficile à expliquer au moyen de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires.

Bien qu'on ne dispose pas encore de résultats concluants indiquant que la rigidité à la baisse des salaires nominaux a des effets réels substantiels, je n'irais pas jusqu'à conclure, comme le fait Parkin (citant Smith, 2000, p. C194) que nous ne devrions pas chercher dans les coûts

majeurs qu'une inflation nulle est censée causer au chapitre de l'emploi une justification au choix d'une valeur positive comme cible d'inflation. L'expérience vécue au Canada pendant les années 1990 — durant lesquelles nous avons visé une inflation faible plutôt que nulle — et le fait que nous ne disposions toujours pas d'une explication convaincante de la morosité relative de l'économie pendant une bonne partie de cette décennie m'incitent à penser qu'il serait dangereux de fixer les cibles d'inflation à un niveau plus faible que celui auquel elles se trouvent actuellement.

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. L. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-59.
- Banque du Canada (1998). *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada.
- 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.
- Beaudry, P. et D. A. Green (2000). « Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 33, n° 4, p. 907-936.
- Benjamin, D. (1996). « Do Minimum Wages Really Matter? », *Policy Options* (juillet-août), p. 37-41.
- Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, Princeton University Press.
- Card, D. et D. Hyslop (1997). « Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market'? ». In : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 11-14.
- Christofides, L. N. et T. Stengos (2000). « The Symmetry of the Wage Change Distribution: Nonparametric Tests Using Contract and Survey Data », University of Guelph, manuscrit.
- Crawford, A. et A. Harrison (1998). « La détection de la rigidité à la baisse des salaires nominaux ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 193-236.
- Debelle, G. (1996). « The Ends of Three Small Inflations: Australia, New Zealand and Canada », *Analyse de Politiques*, vol. 22, n° 1, p. 56-78.
- DiNardo, J., N. M. Fortin et T. Lemieux (1996). « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach », *Econometrica*, vol. 64, n° 5, p. 1001-1044.
- DiNardo, J. et T. Lemieux (1997). « Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-88: Do Institutions Explain the Difference? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 4, p. 629-651.
- Farès, J. et T. Lemieux (2001). « Évaluation critique et empirique de la rigidité à la baisse des salaires nominaux au Canada ». 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. 3-36.
- Fortin, N. M. et T. Lemieux (1997). « Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, p. 75-96.

- Fortin, N. M. et T. Lemieux (2000). « Income Redistribution in Canada: Minimum Wages Versus Other Policy Instruments ». In : *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, sous la direction de W. C. Riddell et F. St-Hilaire, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques, p. 211-244.
- Fortin, P. (1996). « The Great Canadian Slump », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 29, n° 4, p. 761-787.
- (2001). « Inflation Targeting: The Three Percent Solution », *Policy Matters*, vol. 2, n° 1, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques.
- Freedman, C. et T. Macklem (1998). « A Comment on 'The Great Canadian Slump' », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 31, n° 3, p. 646-665.
- Gosling, A. et T. Lemieux (2000). « Labour Market Reforms and Changes in Wage Inequality in the United Kingdom and the United States », University of Essex et University of British Columbia, photocopie.
- Green, D. A. et H. J. Paarsch (1997). « The Effect of the Minimum Wage on the Distribution of Teenage Wages », University of British Columbia, Department of Economics, Discussion Paper n° 97-02.
- Hildreth, A. K. G. (2000). « Union Wage Differentials for Covered Members and Nonmembers in Great Britain », *Journal of Labour Research*, vol. 21, n° 1, p. 133-147.
- Kahn, S. (1997). « Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, p. 993-1008.
- Kuhn, P. et A. L. Robb (1998). « Shifting Skill Demand and the Canada-US Unemployment Gap: Evidence from Prime-Age Men », *Analyse de Politiques*, vol. 24 (supplément, février), p. S170-S191.
- McLaughlin, K. J. (1994). « Rigid Wages? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 3, p. 383-414.
- (1999). « Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 81, n° 3, p. 117-132.
- Picot, G. et A. Heisz (2000). « The Performance of the 1990s Canadian Labour Market », *Analyse de Politiques*, vol. 26 (supplément, juillet), p. S7-S26.
- Riddell, W. C. (1997). « Structural Change and Adjustment in the Canadian Labour Market ». In : *Structural Change and Labor Market Flexibility: Experience in Selected OECD Economies*, sous la direction de H. Siebert, Kiel Institute of World Economics.
- (1999). « Canadian Labour Market Performance in International Perspective », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 32, n° 5, p. 1097-1134.
- Smith, J. C. (2000). « Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom », *Economic Journal*, vol. 110, n° 462, p. C176-C195.
- Thiessen, G. (1996-1997). « L'économie canadienne a-t-elle besoin de plus d'inflation en guise de lubrifiant? », *Revue de la Banque du Canada* (hiver), p. 63-69.

Discussion générale*

Dans sa réponse à Peter Howitt, Michael Parkin signale la distinction à faire entre les objectifs « simples » et transparents que les autorités monétaires devraient viser et dont elles devraient informer le public, et les modalités complexes qui régissent concrètement la mise en œuvre de la politique monétaire et qui, d'après lui, devraient être laissées à la discrétion de la banque centrale. À son avis, une bonne partie des commentaires de Howitt portait en fait sur ces modalités d'application complexes. Parkin fait valoir que la Banque devrait se pencher sur la nature de l'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production et donner au public une certaine indication des variabilités visées.

Charles Freedman souligne que la Banque a expliqué au public certaines des modalités d'application auxquelles Michael Parkin fait allusion. En 1991, par exemple, un document d'information sur les cibles en matière d'inflation précisait la façon dont la politique monétaire réagirait à certains chocs d'offre susceptibles d'éloigner l'inflation du taux visé. Freedman n'est pas à l'aise avec la distinction établie par Parkin, parce qu'elle peut à son sens impliquer que les règles de conduite de la politique monétaire utilisées par la Banque peuvent différer des règles communiquées au monde extérieur. Selon lui, le grand public comprend beaucoup mieux des cibles formulées en fonction de l'inflation que des cibles basées sur le niveau des prix.

William Robson se dit en faveur de cibles d'inflation exprimées sous la forme d'une fourchette plutôt que d'une valeur ponctuelle. Si la cible était constituée par un niveau d'inflation précis plutôt que par une fourchette, la

* Le présent sommaire a été rédigé par Kim McPhail.

Banque serait constamment en train d'expliquer pourquoi elle a raté sa cible. Il fait observer qu'une bonne partie des travaux de recherche effectués à la Banque semblent traiter la cible en matière d'inflation comme s'il s'agissait d'un niveau précis plutôt que d'une fourchette; il incite donc la Banque à tenir compte, dans ses propres modèles, du fait que la cible est constituée par une fourchette.

John Murray demande si l'opinion communément admise selon laquelle les années 1990 se caractérisaient par un excédent de l'offre au Canada peut être conciliée avec le point de vue voulant que les salaires nominaux soient flexibles plutôt que rigides à la baisse. Howitt répond que les États-Unis posent un casse-tête inverse : pourquoi l'inflation y est-elle demeurée si stable malgré le bas niveau du chômage? Parkin est d'avis que l'excédent de l'offre était très faible dans les années 1990. Le taux de chômage non accélérationniste avait même augmenté à cause d'une activité plus grande sur le marché du travail et des modifications apportées à l'assurance-chômage au début de la décennie.

Pierre Duguay mentionne que les fonctions de réaction où entrent le niveau des prix, le taux d'inflation et l'écart de production ressemblent à des règles de contrôle « à l'ancienne » faisant intervenir des facteurs proportionnels, dérivés et intégraux. Howitt indique que la plupart des règles optimales combinent des facteurs qui représentent l'inflation et le niveau des prix.

Jeffrey Fuhrer fait remarquer que le public ne semble pas en faveur de nouvelles réductions de l'inflation; il se demande donc si les banques centrales devraient appliquer une politique de ce genre. Parkin est d'avis que la période actuelle de faible inflation pourrait être temporaire. Quant à Howitt, il croit qu'une politique axée sur la réalisation de cibles basées sur le niveau des prix (plutôt que sur l'inflation) pourrait être mise en œuvre sans coût supplémentaire élevé pour l'économie.

Robert Lafrance émet l'opinion que le succès des cibles établies en fonction du niveau des prix en Suède durant les années 1930 est principalement dû à un hasard, et non à une politique menée de façon judicieuse. Par exemple, la Banque de Suède a évité les crises bancaires en fournissant des liquidités aux banques; avant de passer à un taux de change fixe, la Suède avait dévalué la couronne et favorisé ainsi la création d'un excédent commercial qui allait persister pendant la majeure partie de la décennie. Parkin voit au contraire dans certains de ces facteurs favorables une conséquence, plutôt que la cause, de l'efficacité de la politique monétaire.