

Commentaires

Pierre Fortin

Le phénomène macroéconomique de loin le plus surprenant au cours des dernières années au Canada a été l'absence de réaction de l'inflation à un chômage très élevé. De 1992 à 1996, le taux de chômage s'est établi à 10,4 % en moyenne, ce qui est bien supérieur aux estimations de 7 à 8 % auxquelles on situait généralement, vers la fin des années 80, le taux de chômage non accélérationniste (TCNA). Parallèlement, l'inflation mesurée par l'IPC hors alimentation et énergie s'est révélée très stable, aux environs de 1,4 %. Comme la courbe de Phillips habituelle donne, pour un TCNA de 7 à 8 %, un taux d'inflation nettement supérieur au taux observé au cours des années 90, cette courbe est certainement inexacte, et il convient de l'amender. Si nous ne comprenons pas bien l'incidence macroéconomique d'une sous-utilisation des ressources sur l'inflation, nous ne pouvons comprendre les rouages de la politique monétaire.

Voilà les éléments qui servent de toile de fond aux études présentées par Dupasquier et Ricketts ainsi que par Crawford et Harrison à ce colloque, de même qu'au document de travail produit récemment par Fillion et Léonard (1997) pour la Banque du Canada. Les auteurs examinent trois possibilités :

1. *Une réaction non linéaire de l'inflation* : il se peut que l'inflation réagisse moins à la sous-utilisation des ressources quand le chômage est élevé que lorsqu'il est faible. Il en résulterait une courbe de Phillips à court terme convexe (Dupasquier-Ricketts).
2. *Une modification des anticipations* : les changements de régime monétaire ont peut-être modifié le mode de formation des anticipations d'inflation. Il en résulterait des changements du terme

constant et des coefficients autorégressifs par rapport à l'inflation passée dans la courbe de Phillips (Fillion-Léonard).

3. *La rigidité des salaires* : il se pourrait enfin que les travailleurs et les entreprises opposent une forte résistance à toute réduction des salaires nominaux. Il en résulterait une courbe de Phillips à *long terme* convexe pour les valeurs du taux d'inflation qui s'accompagnent d'une faible croissance moyenne des salaires (Crawford-Harrison).

Deux autres hypothèses, qui ont été évaluées dans des travaux faits antérieurement à la Banque du Canada par Rose (1988) et par Cozier et Wilkinson (1991), viennent ajouter une quatrième et une cinquième explications possibles à la liste précédente, soit :

4. *Un changement structurel* : l'évolution de la composition de la population active ainsi que de la réglementation de l'assurance-chômage, entre autres facteurs, pourrait avoir modifié la relation entre le taux mesuré d'utilisation des facteurs et les tensions inflationnistes véritables (mais non observées). Il en résulterait une modification de la constante dans la courbe de Phillips (Rose).
5. *L'hystérèse du chômage* : il se pourrait que l'effet désinflationniste d'un chômage réel persistant diminue avec le temps pour diverses raisons. L'inflation pourrait par conséquent dépendre non seulement du niveau du chômage, mais aussi de son taux de variation (Cozier-Wilkinson).

Le nombre d'études de qualité produites au fil des années dans ce domaine par le département des Recherches de la Banque est impressionnant. Malheureusement, ces recherches ont eu tendance à être fragmentaires. Chaque étude traite principalement d'une hypothèse ou deux, sans s'intéresser aux autres explications possibles, et risque donc de présenter de sérieux biais d'omission. Il est impossible de juger si les conclusions tirées sont toutes valables, ou toutes erronées, ou dans quelle proportion elles le sont. Ce qui manque, c'est une étude de synthèse qui évaluerait simultanément toutes les hypothèses, dans un cadre macroéconomique global. Je suggère donc, de façon générale, que Dupasquier et Ricketts, Crawford et Harrison ainsi que Fillion et Léonard communiquent entre eux et unissent leurs efforts!

J'aimerais maintenant formuler des commentaires précis sur les études de Dupasquier et Ricketts et de Crawford et Harrison.

Dupasquier et Ricketts

Dupasquier et Ricketts se servent de données macroéconomiques canadiennes et américaines pour déterminer si la pente de la courbe de Phillips à court terme varie dans le temps. Le modèle qu'ils estiment au

moyen de données trimestrielles allant de 1964 à 1994 repose sur les deux équations suivantes :

$$\pi = \delta\pi_{-1} + (1 - \delta)\pi^* + \beta y + \varepsilon \quad (2)$$

$$\beta = \alpha + \rho\beta_{-1} + \gamma x + \mu \quad (3)$$

où π représente le taux d'augmentation de l'IPC global, π^* , l'inflation anticipée, y , l'écart de production, x , le vecteur des influences s'exerçant sur la pente à court terme β , et ε et μ , des termes d'erreur de moyenne nulle.

L'inflation anticipée, π^* , est établie à partir de données d'enquête ou produite par l'application *ex post*, au processus d'inflation, de modèles de Markov comportant trois régimes. La production potentielle qui sert à mesurer l'écart de production y est calculée à l'aide de techniques de filtrage (filtre de Hodrick-Prescott ou filtre « multivarié élargi ») ou tirée de vecteurs autorégressifs structurels (VARs) à trois variables. La composition de x est conforme à la synthèse que font les auteurs de la littérature consacrée aux aspects non linéaires de la relation production-inflation — synthèse qui est en soi très utile. Entrent ainsi dans x : l'écart de production positif (d'après soit le modèle à contrainte de capacité de Phillips, soit le modèle de concurrence monopolistique de Stiglitz); l'inflation moyenne (faible, modérée ou forte, d'après le modèle à coût d'ajustement de Ball, Mankiw et Romer); la volatilité conditionnelle de l'inflation (d'après le modèle à signaux brouillés de Lucas).

L'aspect le plus novateur, et très intéressant, de cette étude est la tentative de tester simultanément ces théories concurrentes de la non-linéarité de la relation production-inflation dans un cadre général commun. La relation entre π et y sera non linéaire si l'un des paramètres ρ , γ ou $\text{var}(\mu)$ est significativement différent de zéro — c'est-à-dire que β varie dans le temps —, et uniquement à cette condition. La méthode d'estimation est celle du maximum de vraisemblance, et la pente non observée β est obtenue au moyen d'un filtre de Kalman et de conditions de départ appropriées.

Quatre modèles sont estimés dans le cas des États-Unis et deux pour le Canada, à l'aide de diverses combinaisons d'inflation anticipée et d'écart de production. Les résultats produits par les tests en ce qui concerne les déterminants de la pente β sont présentés à la colonne 4 des Tableaux 2 à 7 de l'étude. Ces résultats ont pour principale caractéristique de ne pas être concluants. Ils sont particulièrement sensibles à la façon dont l'écart de production est mesuré.

Les deux modèles américains dans lesquels la production potentielle est calculée au moyen du filtre de Hodrick-Prescott et le modèle canadien où

elle est établie au moyen d'un VARS n'appuient aucune des quatre théories représentées par les composantes de x . Les deux modèles américains où la production potentielle est mesurée au moyen d'un VARS et le modèle canadien faisant appel au filtre multivarié élargi de la Banque du Canada sont tous compatibles avec la vieille hypothèse des contraintes de capacité. L'hypothèse des signaux brouillés de Lucas n'est pas rejetée non plus dans le dernier modèle canadien. Les résultats déçoivent par leur fragilité. Cela remet en question la robustesse des résultats obtenus antérieurement à la Banque par Laxton, Rose et Tetlow (1993) ainsi que par Fillion et Léonard (1997) en matière de non-linéarité.

Il y a selon moi deux problèmes importants à signaler. Premièrement, plusieurs des variables figurant du côté droit de l'équation, comme l'inflation anticipée π^* , l'écart de production y et les composantes du vecteur des influences non linéaires x , sont construites de manière artificielle et reposent sur un grand nombre d'hypothèses restrictives. La probabilité d'erreurs de mesure me semble élevée. Deuxièmement, d'autres facteurs qui pourraient être importants, comme l'hystérèse, les chocs d'offre et la rigidité à la baisse des salaires et des prix, sont tout simplement laissés de côté. Les erreurs de mesure et l'omission de variables faussent les estimations et invalident les résultats des tests.

Il faudrait à mon avis que les modèles soient spécifiés de façon plus transparente, plus souple et plus complète. En ce qui concerne l'inflation anticipée, il serait plus simple et moins restrictif d'estimer directement des retards de durée variable dans le cas de l'inflation passée, en faisant peut-être varier les coefficients selon le régime monétaire (comme le font Fillion et Léonard). On peut distinguer les régimes monétaires en appliquant le modèle de Markov au processus d'inflation — à mon avis le seul mérite que l'on puisse accorder à cette technique.

Pour ce qui est de la production potentielle, je suis opposé aussi bien à l'utilisation de filtres, peu importe leur sophistication, qu'à l'emploi de VARS. Ces méthodes sont soit purement mécaniques, soit fondées sur des combinaisons de filtres appliqués de façon mécanique et d'hypothèses économiques restrictives. Aucune ne s'appuie sur une théorie économique précise du déséquilibre des salaires et des prix, ce qui est pourtant le contexte motivant ici le recours à l'écart de production. Cela est d'autant plus important que les résultats de Dupasquier et Ricketts sont très sensibles à la façon dont l'écart de production est mesuré.

L'une des solutions consisterait à introduire une variable stationnaire, comme le taux de chômage, du côté droit de l'équation de Phillips et à permettre à la constante de l'équation de régression de varier pour tenir compte des facteurs structurels qui modifient le niveau d'équilibre du chômage. Il y a bien des façons d'y parvenir; l'une d'entre elles consisterait

à ajouter une équation de transition vers le taux de chômage d'équilibre, dans laquelle la valeur retardée du chômage et les diverses influences structurelles constitueraient les variables de droite.

Dans le vecteur x des influences qui s'exercent sur la pente β , j'inclurais toute offre excédentaire de travail (ou une autre fonction du taux de chômage), une moyenne mobile en temps continu de l'inflation récente et — même si l'hypothèse de Lucas a été dévoyée à maintes reprises par le passé — une mesure *ex ante* de la volatilité conditionnelle récente de l'inflation. Je ne recommanderai pas l'utilisation de modèles de Markov dans ce cas-ci parce qu'ils sont fondés sur un traitement *ex post* des chiffres d'inflation pour la totalité de l'échantillon.

Il ne serait pas difficile non plus de corriger les principales omissions. Pour vérifier s'il y a hystérèse, on pourrait retenir un grand nombre de retards dans le cas des variations du taux de chômage. Les variables d'offre, telles que les modifications du taux effectif de l'impôt indirect, celles des prix relatifs des aliments, de l'énergie et des produits importés ainsi que celles du taux de change effectif réel, ne doivent pas être oubliées. En ce qui concerne la rigidité à la baisse des salaires et des prix, on pourrait utiliser la méthode d'estimation non linéaire mise au point par Akerlof, Dickens et Perry (1996). Une autre méthode, plus simple celle-là, consisterait à assortir la constante de la courbe de Phillips et les coefficients des termes d'inflation et de chômage passés d'une variable indicatrice correspondant aux périodes où la croissance des salaires est relativement faible.

Crawford et Harrison

La meilleure façon de caractériser l'étude de Crawford et Harrison est de la considérer comme une critique systématique de trois postulats :

1. On observe une forte résistance à la réduction des salaires de base nominaux dans les grands accords salariaux conclus avec des travailleurs syndiqués (500 employés ou plus) quand l'inflation est très faible.
2. Les formes de rémunération variable (par exemple les primes et les régimes de participation aux bénéficiés) ne permettent pas réellement aux entreprises d'échapper à la rigidité à la baisse des salaires nominaux.
3. La rigidité à la baisse des salaires nominaux est également présente dans les petites entreprises ainsi que dans celles dont le personnel n'est pas syndiqué.

Les sections 1 et 2 de l'étude portent sur le premier postulat, tandis que les deux autres sont examinés à la section 3.

Section 1. Quelle résistance offre-t-on à la réduction des salaires dans les entreprises syndiquées?

À la section 1, les auteurs mettent en doute la portée pratique du fait que, durant la période de faible inflation allant de 1992 à 1996, 49 % des grandes conventions collectives prévoyaient un gel des rémunérations de base la première année et seulement 4 % d'entre elles comportaient des réductions de salaires, ce qui produit une très forte pointe à zéro dans la distribution des variations salariales. Crawford et Harrison avancent les deux arguments suivants, qui ont pour effet de ramener cette proportion de 49 % à un chiffre bien plus modeste de 13 % :

1. Le secteur public est surreprésenté (60 %) dans les données relatives aux grandes conventions collectives. Qui plus est, les gels de salaires la première année sont beaucoup plus fréquents (60 % aussi) dans ce secteur que dans le secteur privé (33 %). Il s'ensuit que, si l'on révisé la pondération des données en fonction de l'importance relative des deux secteurs dans l'ensemble de l'économie, la proportion estimative des gels au cours de la première année des conventions s'établit non plus à 49 %, mais à 37 % pour la période 1992-1996.
2. En outre, les gels de salaires la première année ne sont pas révélateurs d'une rigidité *persistante* des salaires à la baisse. Par conséquent, il vaut mieux examiner la fréquence des gels sur la durée totale de la convention. Or, on relève peu de cas de rigidité persistante dans le secteur privé, où seulement 13 % des conventions imposaient un gel sur toute la durée de la convention pour la période 1992-1996.

En ce qui concerne l'opposition secteur public-secteur privé, si le degré de rigidité à la baisse des salaires nominaux était différent dans les deux secteurs, il conviendrait certes de les distinguer. Cela ne semble toutefois pas être le cas. Le problème tient au fait que, lorsqu'on examine la fréquence des gels de salaires dans les secteurs public et privé, on ne peut en évaluer convenablement la signification pratique sans fondements analytiques. La façon la plus simple d'analyser la fréquence déclarée des gels est de faire appel à la variation médiane des rémunérations, qui est le déterminant le plus important de la proportion des conventions collectives assorties d'un gel des salaires. J'ai effectué deux autorégressions de premier ordre à l'aide des données trimestrielles globales relatives aux accords salariaux, pour la période allant du quatrième trimestre de 1984 au troisième trimestre de 1996, afin d'établir la relation statistique entre le pourcentage des gels de salaires la première année (PGS) et la variation médiane des salaires (DMEDS) dans les conventions signées dans les secteurs public et

privé. Les résultats (les écarts-types sont indiqués entre parenthèses) sont les suivants :

$$\text{PGS} = 43,6 - 6,9 * \text{DMEDS}, R^2 = 0,81$$

(3,9) (1,0)

pour le secteur privé et

$$\text{PGS} = 52,0 - 7,4 * \text{DMEDS}, R^2 = 0,87$$

(10,5) (2,1)

pour le secteur public.

Il convient d'observer ici que les différences entre les deux séries de coefficients sont statistiquement négligeables (risque de première espèce = 0,69). Cela indique que la résistance aux réductions des salaires nominaux est aussi forte dans le secteur privé que dans le secteur public. Alors que l'inflation s'est établie à 1,5 % en moyenne au cours des cinq dernières années, la variation médiane des salaires a fluctué entre 0 et 3 %, ce qui donne une plage « normale » de variation de 25 à 50 % pour la proportion des gels salariaux la première année dans chaque secteur. Voilà le résultat structurel qu'il faut retenir. Le fait que la proportion révisée des gels pour la totalité de la période 1992-1996 (37 %) soit égale au point médian de cet intervalle est pure coïncidence et s'explique par des conditions du marché du travail qui se sont révélées très difficiles dans le secteur public et beaucoup plus modérées dans le secteur privé.

Le deuxième argument des auteurs est que les gels de salaires sur la durée totale de la convention constituent le meilleur indicateur de la rigidité des salaires parce qu'ils saisissent les effets persistants. Il s'agit là d'un argument trompeur. Ce que nous cherchons à déterminer, c'est le pourcentage des conventions nouvellement conclues ou plus anciennes qui imposent un gel des rémunérations au cours d'une année déterminée. Cela ne correspond ni à la définition fondée sur la première année, ni à celle reposant sur la durée totale de la convention, mais à la définition basée sur la variation en glissement annuel que donnent Crawford et Harrison. Par exemple, pour les trois années 1992, 1993 et 1994 (je ne dispose pas de données au niveau de l'entreprise après 1994), 36 % des conventions conclues dans le secteur privé prévoyaient un gel des salaires la première année, 19 % d'entre elles, un gel pendant toute la durée de la convention, et 26 %, un gel par rapport à l'année précédente.

Les gels salariaux imposés font monter les salaires réels et le chômage chaque fois qu'ils se produisent, peu importe leur durée. On considère généralement qu'il s'agit d'un processus stochastique annuel dans lequel le groupe d'entreprises subissant un gel salarial une année donnée

sera remplacé l'année suivante par un autre groupe, composé en partie des mêmes entreprises. Il n'est pas nécessaire que la rigidité des salaires se manifeste pendant plusieurs années dans la même entreprise; il suffit qu'elle menace toutes les entreprises chaque année. La signification macroéconomique de ce processus de Markov constitué de contraintes salariales dépend du « taux de rotation » et de la durée des gels. S'intéresser uniquement à la durée en oubliant le taux de rotation revient à écarter sans motif valable une bonne partie du problème. Les effets persistants pourraient représenter une difficulté si le processus stochastique, caractérisé par un taux élevé de rotation de gels salariaux de courte durée, devait lui-même persister dans un contexte de très faible inflation maintenu pendant une dizaine d'années ou plus. Mais il s'agit là d'une question différente.

Il faut aussi tenir compte du fait que, bien souvent, la seule manière dont les entreprises peuvent amener les travailleurs à consentir au gel de leurs salaires au cours de la première année d'un accord est de leur offrir une hausse de salaire la deuxième ou la troisième année. Il en résulte que la définition du gel qui est fondée sur la variation en glissement annuel sous-évaluera probablement la contrainte que la rigidité à la baisse des salaires nominaux impose véritablement aux salaires *réels* dans le secteur syndiqué. Si l'on fait l'hypothèse que le tiers des conventions collectives prévoyant un gel des rémunérations la première année et une hausse la deuxième ou la troisième année se trouvait dans cette situation pendant la période 1992-1994, la proportion de toutes les conventions, nouvellement conclues ou plus anciennes, qui faisaient peser une contrainte sur les salaires réels au cours d'une année particulière était en fait de 30 %, et non de 26 % comme il a été indiqué précédemment. Dans le secteur non syndiqué, les trois mesures sont presque identiques, parce que la plupart des salaires dans ce secteur ne sont fixés que pour une année.

En résumé, Crawford et Harrison pourraient améliorer la section 1 de l'étude en faisant dépendre le pourcentage des gels de la variation médiane des salaires. Lorsqu'on fait ce calcul, rien n'indique que la résistance à la baisse des salaires soit plus fréquente dans le secteur public que dans le secteur privé. Lorsque l'inflation est très faible et que la hausse des salaires se situe entre 0 et 3 %, on peut raisonnablement estimer que la proportion des gels salariaux la première année se situe entre 25 et 50 %, tandis que la proportion des conventions collectives en vigueur qui se caractérisent par une rigidité des salaires réels s'établirait entre 20 et 40 %. L'importance que Crawford et Harrison accordent aux gels appliqués sur la durée totale de la convention n'est pas justifiée. Elle entraîne une sous-estimation appréciable de la rigidité à la baisse des salaires dans le secteur syndiqué.

Section 2. Quelle est l'importance de l'excédent de densité à zéro?

Dans la section 2 de l'étude, les auteurs appliquent une version du modèle de risque proportionnel aux données extraites des conventions collectives conclues dans le secteur privé de 1965 à 1996. Le but est d'estimer la distribution des variations salariales en fonction du taux d'augmentation de l'IPC. Cela donne une distribution contre-factuelle, dans laquelle l'augmentation de densité à zéro quand l'inflation baisse devrait nous permettre d'estimer l'importance croissante de la rigidité des salaires. Les Figures 15 et 17 de l'étude montrent que, lorsque l'inflation tombe de 6 à 2 %, la proportion des variations salariales nulles dans le secteur privé augmente de 20 points de pourcentage (elle passe de 13 à 33 %) selon la définition fondée sur la première année et de 13 points (elle passe de 4 à 17 %) dans le cas des variations de salaires mesurées sur la durée totale de la convention. Les deux estimations obtenues pour une inflation de 6 % (13 % pour la première année et 4 % pour la durée totale de la convention) sont étonnamment élevées.

Cette innovation sur le plan méthodologique est intéressante. Malheureusement, sa valeur est amoindrie par le choix de l'inflation des prix comme seule covariable dans le modèle d'évaluation du risque. Ce n'est pas un bon choix. La distribution des variations salariales subit certes l'influence de la hausse des prix, mais aussi celle d'autres facteurs comme la croissance de la productivité et la situation relative de l'offre et de la demande sur le marché du travail. L'omission de ces facteurs entraîne un dangereux biais de spécification.

Le choix inopportun de l'inflation des prix à titre de seule covariable dans le modèle d'évaluation du risque est la cause la plus probable des valeurs très élevées qui sont obtenues pour les proportions de gels salariaux la première année et sur la durée totale de la convention quand l'inflation est de 6 %. Comme les données ne permettent de comparer les densités qu'en fonction de l'inflation, elles font apparaître une relation trompeuse entre les périodes de fréquence élevée de gels salariaux, par exemple le milieu des années 80 et le début des années 90, et le fait que l'inflation était de l'ordre de 4 à 6 %. Les auteurs relèvent la forte hausse de la fréquence des gels pendant ces périodes et semblent étonnés de ce résultat.

Une façon d'éliminer le biais de spécification, les résultats trompeurs et l'élément de surprise consisterait, comme je l'ai déjà proposé, à faire dépendre la distribution des variations de salaires directement de la variation médiane des rémunérations. Cette dernière statistique est en effet une bonne mesure synthétique de l'effet simultané de l'inflation, de la croissance de la productivité et de la situation relative de l'offre et de la demande sur l'ensemble du marché du travail. Comme on pouvait s'y attendre, la

croissance médiane des salaires dans le secteur privé au cours de la période 1984-1987 a été de 3 % ou moins pendant la majeure partie de la période (si l'on retient la définition fondée sur la première année). Les gels de salaires étaient alors très fréquents. Il n'est pas nécessaire, pour expliquer le phénomène, de faire intervenir un effet obscur comme celui de l'incertitude de l'inflation. Inversement, au cours des périodes où la croissance médiane des salaires a dépassé 5 %, comme les années 1977-1982 et 1988-1990, on n'observe à peu près aucun gel des salaires pendant la première année ou sur la durée totale de la convention, exactement comme le prédisent les régressions simples que j'ai présentées précédemment.

Compte tenu de ces corrections, les résultats du modèle de risque proportionnel nous ramènent, au fond, à l'analyse descriptive de la section 1. Lorsque la variation médiane des salaires est d'environ 2 %, les fréquences des gels salariaux pendant la première année et sur la durée totale de la convention sont de l'ordre de 30 à 40 % et de 10 à 20 % respectivement. Quand la variation médiane des salaires est de 6 %, l'incidence des gels est nulle. Il n'y a pas lieu de remettre en cause ma conclusion précédente selon laquelle, lorsque la croissance médiane des salaires se situe entre 0 et 3 %, la proportion des conventions existantes caractérisées par une rigidité des salaires réels risque de fluctuer entre 20 et 40 %.

Enfin, dans les sections 1 et 2 de l'étude, les auteurs invoquent l'argument des coûts d'étiquetage pour expliquer « une bonne partie de la densité observée au voisinage de zéro ». Cet argument veut que les entreprises renoncent à augmenter ou à diminuer les salaires si la variation est trop faible pour justifier les coûts d'une modification de l'échelle des rémunérations. Il est dur à avaler dans le cas des entreprises syndiquées, qui font déjà face aux énormes coûts de négociation des conventions collectives, dont le système de paie est de nos jours entièrement informatisé et qui se préoccupent du moral de leurs employés. Selon l'enquête menée en 1996 par la Banque du Canada auprès des entreprises, les coûts d'étiquetage n'étaient mentionnés parmi les causes de gel des salaires que dans 10 % des cas (Tableau 9 de l'étude). On est très loin d'« une bonne partie de la densité observée au voisinage de zéro ».

Section 3. Quelle est l'importance des primes et quelle est la rigidité des salaires dans les entreprises non syndiquées et les petites entreprises?

Les données relatives aux grands accords salariaux n'intéressent que 20 % de la main-d'œuvre rémunérée dans le secteur non agricole et 10 % des emplois dans le secteur privé, agriculture exclue. En outre, ces données

ne nous renseignent que sur les rémunérations de base. Il est donc parfaitement légitime de se demander si les salaires sont plus flexibles dans les entreprises non syndiquées et les petites entreprises, et si les formes de rémunération variable pourraient permettre aux entreprises de se soustraire à la rigidité à la baisse des salaires de base. Les auteurs essaient, dans la section 3 de leur étude, de faire la lumière sur ces deux questions en examinant les résultats d'enquête provenant de quatre sources de microdonnées : l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de Statistique Canada, l'enquête annuelle sur les rémunérations de Sobeco Ernst & Young, l'enquête menée auprès des membres de l'Alliance des manufacturiers et des exportateurs du Canada et l'enquête effectuée auprès des entreprises par la Banque du Canada.

Crawford et Harrison signalent que 10 % des répondants à l'EDTR font état d'une réduction d'au moins 10 % des salaires horaires en 1993. Les diminutions de salaires seraient donc beaucoup plus importantes que ne l'indiquent les données tirées des grandes conventions collectives. Cependant, il est bien connu que, dans les enquêtes comme l'EDTR au Canada et la PSID (*Panel Survey of Income Dynamics*) aux États-Unis, les répondants exagèrent considérablement la taille et la fréquence des baisses de salaires. La véracité des renseignements fournis ne peut être vérifiée que si on les compare à d'autres sources de microdonnées — comme, par exemple, la banque de données sur les grandes conventions collectives. Après avoir comparé les réponses données à la PSID et les conventions signées avec les travailleurs concernés, Shea (1996) en est arrivé à la conclusion suivante : 21,1 % des réponses pour lesquelles il disposait des conventions correspondantes indiquaient des diminutions de salaires, mais seulement 1,3 % de ces conventions faisaient état de pareilles réductions. Je ne sais trop pourquoi nous devrions accorder plus de foi aux réponses à l'EDTR.

Le fait que les formes de rémunération variable (primes) rendent la rémunération totale plus flexible que les salaires de base est un truisme. La véritable question est de déterminer la flexibilité supplémentaire que procurent les formes de rémunération variable. Crawford et Harrison font appel pour cela à l'enquête de Sobeco. Sobeco envoie son questionnaire à 10 000 organismes et entreprises, dont environ 50 % comptent plus de 250 employés. Le taux de réponse, qui se situe habituellement à 10 %, n'a été que de 4 % en 1996. De plus, l'ensemble de microdonnées analysé par les auteurs pour cette année est fondé sur un sous-échantillon de 1 %, c'est-à-dire 25 % de ces 4 %. Il y a lieu de craindre que l'échantillon ne soit pas représentatif.

L'analyse de ce sous-échantillon de 1 % fait ressortir qu'en 1996, comme on pouvait s'y attendre, il y a eu moins de gels et plus de réductions

de la rémunération lorsqu'on examine la rémunération totale que lorsqu'on analyse les variations du salaire de base (Tableaux 5 et 6 de l'étude). On n'a toutefois aucune idée de l'importance de la réduction moyenne, de sorte qu'on ne peut déterminer le *supplément* de flexibilité apporté par les primes. On peut pallier en partie cette lacune en examinant les données relatives à l'ensemble de l'échantillon de 4 % dont font état le Tableau 4 et le texte environnant. Ces données indiquent qu'au plus 40 % des employés ont reçu une prime et que le montant moyen de celle-ci ne dépassait pas 6 % du salaire de base. Une réduction de 25 % de la prime moyenne se traduirait donc par une diminution de moins de 0,6 % de l'ensemble de la rémunération (puisque $0,25 \times 0,06 \times 0,40 = 0,006$). Il semble donc que la souplesse supplémentaire qu'offrent les primes en matière de rémunération, bien que non négligeable dans nombre d'entreprises, soit très modeste dans l'ensemble.

L'enquête de l'Alliance fournit des renseignements sur les variations du salaire de base des travailleurs rémunérés à l'heure en 1996, dans un échantillon de 111 entreprises syndiquées et non syndiquées. Le sous-échantillon des grandes entreprises (employant plus de 500 personnes) contient trop peu d'observations pour être fiable. La nature et la taille du biais d'échantillonnage et du biais dans les réponses ne sont par ailleurs pas connues.

La statistique sommaire la plus utile qu'on puisse extraire de l'échantillon afin d'en déduire le degré de rigidité à la baisse des salaires est le pourcentage des gels salariaux dans les variations de salaires non positives. Crawford et Harrison ne présentent pas ce résultat, mais on peut le calculer à partir des données des Tableaux 7 ou 8. Dans le cas du Tableau 7, la fréquence des gels parmi les variations salariales non positives d'après l'enquête que l'Alliance a menée auprès de 100 entreprises en 1996 est la suivante :

Nombre d'employés	Entreprises syndiquées	Entreprises non syndiquées
< 100	73,6	32,8
100-500	77,5	45,4

Le secteur non syndiqué semble moins touché par la résistance aux réductions de salaires que le secteur syndiqué. Lorsqu'on tient compte des erreurs d'échantillonnage, il n'est pas évident que cette résistance soit moins forte pour les entreprises de petite taille que pour celles de taille moyenne, que les entreprises soient syndiquées ou non.

Dans l'enquête qu'elle a menée en 1996, la Banque du Canada étudie le nombre des gels et des réductions de salaires imposés par le passé au sein

d'un échantillon de 62 employeurs. L'échantillon est censé être représentatif des principaux secteurs d'activité et régions du Canada, mais on ne possède aucun renseignement sur le plan d'échantillonnage et le profil des réponses. On peut déduire du Tableau 9 que les gels salariaux, rétrospectivement, représentent 71,6 % des cas déclarés de variation non positive des salaires dans les 43 entreprises syndiquées et 55,2 % dans les 19 entreprises non syndiquées. Il y a lieu toutefois de se demander si ces deux chiffres sont en fait différents sur le plan statistique, étant donné le petit nombre d'employeurs non syndiqués dans l'échantillon.

Enfin, la distinction que les participants à l'enquête étaient invités à faire — à savoir si les salaires avaient été gelés parce que le taux de rémunération en vigueur restait approprié ou parce que l'entreprise ne se sentait pas libre de diminuer les salaires — semble extrêmement fine, tout particulièrement si l'on songe qu'il s'agissait d'une enquête rétrospective. Aussi les résultats devraient-ils être traités avec beaucoup de prudence.

Dans l'ensemble, la section 3 de l'étude est une vaillante tentative en vue de déterminer si les salaires sont plus flexibles dans le secteur non syndiqué et dans les petites entreprises et si les formes de rémunération variable peuvent permettre aux entreprises d'échapper à la rigidité à la baisse des salaires de base. Les auteurs examinent à cette fin quatre sources de microdonnées. Il s'agit d'une tâche difficile parce qu'il est souvent malaisé de juger de l'importance du biais d'échantillonnage et du biais dans les déclarations et les réponses.

Dans cette partie de l'étude, Crawford et Harrison démontrent, comme on pouvait normalement s'y attendre, que les formes de rémunération variable accroissent la flexibilité de la rémunération globale. Ils ne parviennent toutefois pas à me convaincre que ce supplément de flexibilité est très important à l'échelle de l'économie. Les auteurs sont plus convaincants lorsqu'ils concluent, à partir des données qu'ils utilisent, que les salaires de base sont plus flexibles dans le secteur non syndiqué que dans le secteur syndiqué. Cependant, leur analyse ne met au jour aucun élément démontrant que les salaires sont plus flexibles dans les petites entreprises que dans les grandes, qu'il s'agisse d'employeurs dont le personnel est syndiqué ou non.

Comme le soulignent les auteurs, on pourrait se pencher sur d'autres sources de flexibilité des rémunérations : l'évolution des avantages sociaux, un meilleur usage des travailleurs au sein de l'entreprise, les créations et disparitions d'entreprises, l'importance croissante du travail autonome, le profil des embauches et des mises à pied dans les entreprises et dans différents secteurs, etc. Il serait certes utile d'étudier ces phénomènes, mais je doute qu'on parvienne à obtenir des résultats concluants en s'acharnant sur des microdonnées. Ce qu'il nous faut, c'est tester l'hypothèse du

plancher salarial au niveau macroéconomique, en tenant compte de façon automatique et simultanée de la résistance aux réductions de salaires et de tous les moyens, évidents ou subtils, permettant de contourner cet obstacle.

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. 1-76.
- Cozier, B. V. et G. Wilkinson (1991). *Some Evidence on Hysteresis and the Costs of Disinflation in Canada*, Rapport technique n° 55, Banque du Canada, Ottawa.
- Fillion, J.-F. et A. Léonard (1997). « La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses », document de travail n° 97-3, Banque du Canada, Ottawa.
- Laxton, D., D. E. Rose et R. Tetlow (1993). « Is the Canadian Phillips Curve Non-Linear? », document de travail n° 93-7, Banque du Canada, Ottawa.
- Rose, D. E. (1988). *Le TCNA au Canada : Les concepts, les déterminants et les estimations*, Rapport technique n° 50, Ottawa, Banque du Canada.
- Shea, J. (1996). Commentaires relatifs à l'étude « Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market? », de D. Card et D. Hyslop, présentés à un colloque sur la politique monétaire et le maintien de l'inflation à un faible niveau, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).