

Commentaires

Benoît Carmichael

Les deux études présentées dans cette première séance du colloque sur la stabilité des prix, les cibles en matière d'inflation et la politique monétaire abordent la question des indices de prix de points de vue passablement différents. D'une part, l'étude de Coulombe développe l'idée que le niveau général des prix est un prix intertemporel pertinent dans un régime monétaire où le niveau général des prix est stationnaire. L'auteur illustre l'importance de son point de vue en analysant le comportement du taux d'intérêt réel anticipé durant la période de l'étalon-or en Grande-Bretagne. Ce faisant, il nous suggère une solution nouvelle au paradoxe de Gibson. D'autre part, l'étude de Crawford, Fillion et Laflèche cherche, en utilisant des techniques économétriques de pointe, à déterminer si l'inflation mesurée à partir de l'indice des prix à la consommation (IPC) permet de bien identifier les tendances fondamentales du processus inflationniste canadien. Cette étude a aussi pour objectif de quantifier l'importance des biais de mesure du coût de la vie contenus dans l'IPC. En développant mes commentaires, je ne vais pas tenter de comparer et opposer les résultats de ces deux études. Les sujets traités sont trop différents, ce qui rend toute comparaison hasardeuse.

L'objectif principal de l'étude de Coulombe est de réévaluer dans quelle mesure le niveau général des prix véhicule de l'information utile aux décisions intertemporelles des agents, au-delà de celle déjà révélée par le taux d'intérêt. Selon l'interprétation habituelle, le taux d'intérêt réel est le seul prix intertemporel pertinent pour l'allocation de la consommation dans le temps. Une fois celui-ci connu, le niveau général des prix ne transmet

aucune information supplémentaire qui puisse aider les agents à faire de meilleurs choix. Coulombe cherche à démontrer que ce résultat est en fait valable uniquement dans une économie où le niveau général des prix est intégré d'ordre 1. Résumons brièvement l'essentiel de son argument. L'agent qui maximise son utilité alloue sa consommation aux périodes t et $t + 1$ de façon à égaliser son taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation (TMSI) au taux d'intérêt réel anticipé :

$$TMSI_t \equiv \log U'(\cdot_t) - \log U'(\cdot_{t+1}) \cong r_t - \pi_{a,t+1}.$$

Ce taux est donné par l'écart entre le taux d'intérêt nominal, r_t , et le taux d'inflation anticipé, $\pi_{a,t+1} = (p_{a,t+1} - p_t)$. Coulombe analyse les implications de cette condition pour le comportement du taux d'intérêt réel anticipé dans deux régimes monétaires distincts. Dans un cas, l'autorité monétaire vise à maintenir le taux d'inflation constant à sa valeur tendancielle π , alors que, dans l'autre cas, la politique monétaire cherche plutôt à maintenir le niveau général des prix sur un sentier déterministe croissant au taux π . Ces deux régimes diffèrent de façon cruciale. Dans le premier régime monétaire, toutes les perturbations du niveau général des prix persistent indéfiniment, alors que, dans le deuxième régime, elles finissent par être éliminées complètement par la banque centrale, puisque le niveau des prix retourne toujours vers sa tendance à long terme. Avec le premier régime monétaire, le taux d'inflation anticipé est toujours égal au taux d'inflation tendanciel. Il n'y a donc pas d'écart possible entre les espérances conditionnelle et non conditionnelle du taux d'inflation. Il est rationnel pour l'agent de toujours anticiper le taux d'inflation à sa valeur tendancielle. Pour cette raison, le niveau courant des prix ne révèle aucune information sur la valeur intertemporelle des biens et services. Par contre, dans le deuxième régime monétaire, le niveau des prix retourne toujours vers sa tendance à long terme. L'espérance conditionnelle du taux d'inflation, c'est-à-dire l'anticipation rationnelle de π_{t+1} , n'est pas en général égale au taux d'inflation tendanciel. En fait, dans l'exemple étudié par Coulombe, le taux d'inflation anticipé, $\pi_{a,t+1}$, est égal au taux d'inflation tendanciel dont il faut soustraire un facteur découlant de la dynamique de court terme du taux d'inflation. Ce facteur de court terme, qui est égal à $\alpha(p_t - \mu_t)$, dépend de l'écart entre le niveau des prix, p_t , et sa tendance à long terme, μ_t . Dans une économie où le niveau des prix est constant à long terme, la condition d'Euler (2') devient simplement

$$TMSI_t = \ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = r_t + \alpha(p_t - p_0).$$

Dans ce cas, l'agent évalue directement son taux d'intérêt réel subjectif à partir de l'information véhiculée par le taux d'intérêt nominal et

le niveau général des prix. Coulombe voit dans ce résultat une indication du fait que le niveau général des prix est en réalité un prix relatif intertemporel véhiculant de l'information utile aux décisions. Peut-être le résultat le plus significatif de l'étude concerne la non-validité de l'effet Summers dans une économie où le niveau des prix est stationnaire. En effet, comme on peut facilement le constater à l'examen de l'équation précédente, le taux d'intérêt réel subjectif peut devenir négatif même s'il existe un seuil minimum pour le taux d'intérêt nominal. Il suffit que p_t baisse suffisamment par rapport à p_0 pour que le TMSI devienne négatif. Dans ce contexte, c'est comme si l'économie possède un prix *relatif* de plus, le niveau général des prix, pour faire les ajustements nécessaires. Tout le poids des ajustements ne repose pas, comme dans le régime monétaire 1, sur le taux d'intérêt nominal. Cela laisse présager la possibilité d'un ajustement plus harmonieux suite aux perturbations économiques. Pour cette raison et contrairement à la conclusion tirée par Summers (1991), Coulombe soutient qu'un régime monétaire avec stabilité des prix est préférable. Il s'agit là sans aucun doute de la principale conclusion de l'étude sur le plan de la politique économique.

Pour l'instant, l'analyse est développée entièrement dans un contexte d'équilibre partiel. L'auteur considère uniquement la perspective de l'agent optimisant. Nonobstant les résultats empiriques encourageants obtenus pour la période de l'étalon-or, il reste difficile de déterminer si les résultats présentés par Coulombe peuvent résister à une analyse en contexte d'équilibre général. Rappelons que le taux d'intérêt nominal est considéré ici comme une variable exogène. Or, on aimerait voir si le mécanisme décrit par Coulombe est opérationnel lorsque tous les prix et toutes les quantités sont déterminés simultanément. Il est possible de construire un modèle assez standard où, à l'équilibre général, les mouvements du taux d'intérêt nominal viennent presque toujours neutraliser ceux du facteur $\alpha(p_t - \mu_t)$ et qui laisse le taux d'intérêt réel indépendant du niveau général des prix. Benassy (1995) est un bon exemple d'un tel modèle. De plus, dans un contexte d'équilibre général, l'effet stabilisateur décrit par l'auteur est plus facile à visualiser lorsque les perturbations viennent du côté de la demande globale, puisque dans ce cas le PIB et le niveau général des prix fluctuent à la hausse et à la baisse en tandem. Intuitivement, des agents réagissant selon l'équation (2') ont individuellement intérêt à réduire (augmenter) leur TMSI lorsqu'ils observent une baisse (hausse) du niveau général des prix. Cette réduction (augmentation) se traduit dans les faits par une augmentation (réduction) de leurs demandes courantes de biens et services, C_t , au détriment de leurs demandes futures. Donc, dans le cas d'un choc négatif de la demande globale, la chute du niveau général des prix met en branle, au niveau des agents, une réaction qui vient amoindrir l'impact initial du choc. C'est cela l'effet stabilisateur dont parle l'auteur. Dans le cas d'un choc d'offre globale, l'effet de prix peut fonctionner dans le sens

opposé et peut donc avoir à mon avis un effet déstabilisateur sur l'économie. Une récession causée par un choc d'offre négatif est accompagnée d'une hausse du niveau général des prix. Or, dans le régime monétaire 2, celle-ci incite les agents à augmenter (réduire) leurs TMSI et, par conséquent, à réduire (augmenter) leurs demandes de biens et services, C_t . Une telle réaction vient renforcer plutôt qu'amoindrir l'effet initial à la baisse sur la production et l'emploi. J'en arrive à la conclusion que l'effet stabilisateur décrit par l'auteur sera dominant seulement si les perturbations économiques sont surtout du côté de la demande. Bien sûr, mon analyse, comme celle de l'auteur, fait abstraction des mouvements du taux d'intérêt nominal. Elle permet cependant d'illustrer la nécessité d'étudier le mécanisme identifié par Coulombe dans un contexte d'équilibre général.

Dans sa conclusion, Coulombe nous rappelle les avantages d'un régime de stabilité des prix en niveau et encourage la Banque du Canada à considérer sérieusement cette option. Avant d'opter pour un tel régime et de forcer, à l'occasion, des périodes de déflation en niveau, il faudra évaluer sérieusement les coûts de la transition vers un tel régime. À moins que le nouveau régime monétaire soit instantanément crédible, une migration vers un régime de stabilité des prix en niveau risque d'imposer à l'économie canadienne des coûts économiques et sociaux importants. Même si notre compréhension des phénomènes économiques est meilleure aujourd'hui qu'il y a cinquante ou soixante ans, notre génération ne risque-t-elle pas, comme l'ont fait les précédentes, de s'adapter lentement à un changement radical de régime. Dans l'affirmative, il me semble que la prudence est de rigueur.

J'aimerais maintenant discuter de l'étude de Crawford, Fillion et Laflèche. Leur étude nous présente une analyse extrêmement détaillée des mesures de l'inflation basées sur l'indice des prix à la consommation (IPC) canadien. Les auteurs poursuivent trois objectifs principaux. Premièrement, ils cherchent à déterminer si les mouvements tendanciels de l'IPC concordent bien avec ceux observés dans d'autres mesures de prix, en particulier le dégonfleur implicite du produit intérieur brut et le niveau général des coûts unitaires de main-d'œuvre. Deuxièmement, ils analysent de nouvelles mesures statistiques du taux d'inflation tendanciel qui ont pour but d'éliminer l'effet des chocs d'offre temporaires. Finalement, Crawford, Fillion et Laflèche résument et, surtout, quantifient les différents biais que contient la mesure de l'IPC canadien. Dans l'ensemble, leur étude a été réalisée avec soin. Elle révèle plusieurs résultats empiriques nouveaux, notamment en ce qui a trait aux nouvelles mesures de l'inflation tendancielle canadienne et aux biais de mesure contenus dans l'IPC. Mes commentaires portent sur les quatre points suivants.

Premièrement, l'absence de cointégration entre le dégonfleur implicite du PIB et le niveau général des coûts unitaires de main-d'œuvre est surprenante et aurait mérité d'être discutée davantage. Au cours de la période étudiée, les services ont pris une part de plus en plus importante dans l'économie canadienne. Peut-être que les difficultés inhérentes aux mesures de la production dans ces secteurs se traduisent, au niveau des dégonfleurs, par des erreurs de mesure importantes. Si c'est le cas, celles-ci pourraient contaminer les relations estimées et mener au résultat d'absence de cointégration. Aussi n'est-il pas surprenant, compte tenu des biais de mesure de l'IPC dont il est fait état à la section 3, que les résultats empiriques rejettent l'hypothèse du vecteur de cointégration unitaire entre l'IPC et les autres mesures de prix.

Deuxièmement, a-t-on négligé la corrélation positive possible entre le niveau et la variance de l'inflation (voir par exemple Okun, 1971, Pagan, Hall et Trivedi, 1983, Crawford et Kasumovich, 1996)? Le Tableau 5 révèle que la variabilité du taux d'inflation a chuté avec la baisse du taux moyen d'inflation. Les auteurs ne semblent pas tester rigoureusement la présence d'hétéroscédasticité des erreurs du VECM estimé. Les écarts-types des résidus publiés au Tableau 2 surestiment la variabilité des chocs durant les périodes de faible inflation s'il existe dans les données une corrélation positive entre le niveau et la variance de l'inflation. Il est donc possible et même probable que les résultats de simulation du Tableau 3 surestiment la variabilité des écarts de taux d'inflation aux différents horizons de prévision retenus. On peut soupçonner, pour la même raison, que les fréquences de dépassement calculées au Tableau 4 sont surestimées. N'oublions pas non plus qu'un écart de 1 % est, toutes proportions gardées, plus important lorsque le taux moyen d'inflation oscille autour de 2 %, comme c'est présentement le cas, plutôt qu'autour des 10 % observés à la fin des années 70 et au début des années 80.

Troisièmement, on aurait aimé savoir si les nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel canadien sont plus fortement corrélées avec les chocs de la demande globale que les données brutes, notamment avec le taux de croissance de la masse monétaire. Aux États-Unis, Bryan et Cecchetti (1993) arrivent à la conclusion que la croissance monétaire passée est plus fortement corrélée avec les mesures du taux d'inflation tendanciel basées sur la médiane pondérée et/ou la moyenne pondérée de la distribution tronquée qu'avec le taux d'augmentation de l'IPC global. Fait peut-être plus intéressant encore, les tests de causalité à la Granger réalisés par les auteurs révèlent que la croissance monétaire retardée prédit l'inflation tendancielle future même lorsqu'on tient compte de la capacité de prévision de l'inflation passée. Cela vient infirmer les résultats contraires à l'intuition publiés par Hoover (1991), qui trouve que la corrélation va dans le sens opposé, c'est-à-

dire de l'inflation vers la croissance monétaire, lorsque l'inflation est mesurée avec les données brutes.

Finalement, j'ai trouvé que la section 3 de l'étude fait une excellente revue des différents biais de l'indice des prix à la consommation comme mesure du coût de la vie au Canada. L'analyse révèle que les biais canadiens, sans être aussi importants que ceux observés aux États-Unis, sont néanmoins non négligeables à 0,7 % par année. N'oublions pas qu'un biais comme celui-là donne lieu à un écart cumulé de 10 % après 14 ans. En théorie, l'idée de définir la cible d'inflation comme la valeur totale du biais dans le but de maintenir constant le pouvoir d'achat de la monnaie est intéressante et mérite d'être envisagée sérieusement. Cependant, avant de passer à l'action, il faudrait déterminer si le biais varie dans le temps de manière prévisible, par exemple de façon tendancielle ou selon la conjoncture économique.

Bibliographie

- Benassy, J.-P. (1995). « Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, avril, p. 303-315.
- Bryan, M. F. et S. G. Cecchetti (1993). « Measuring Core Inflation », document de travail n° 4303, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- Crawford, A. et M. Kasumovich (1996). « Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? », document de travail n° 96-9, Banque du Canada, Ottawa.
- Hoover, K. D. (1991). « The Causal Direction Between Money and Prices: An Alternative Approach », *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, juin, p. 381-423.
- Okun, A. M. (1971). « The Mirage of Steady Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 485-498.
- Pagan, A. R., A. D. Hall et P. K. Trivedi (1983). « Assessing the Variability of Inflation », *Review of Economic Studies*, vol. 50, octobre, p. 585-596.