

Comment le nombre d'heures travaillées au Canada réagit-il aux chocs technologiques?

*Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum
et Robert Vigfusson**

Introduction

Dans la présente étude, nous examinons la réaction du nombre d'heures travaillées à un choc technologique permanent. Les données annuelles canadiennes et américaines semblent indiquer que ce nombre augmente après un choc technologique favorable. Bien que ce résultat soit conforme à celui que nous avons présenté dans une étude précédente (Christiano, Eichenbaum et Vigfusson, 2003, ci-après CEV), il est à l'opposé de celui obtenu par un corps grandissant de recherches, selon lequel le nombre d'heures travaillées diminue après un choc de ce genre (voir, par exemple, Galí, 1999, ainsi que Francis et Ramey, 2001)¹.

Notre hypothèse d'identification des chocs technologiques est identique à celle adoptée dans la littérature, à savoir que le seul type de choc qui influe sur le niveau à long terme de la productivité moyenne du travail est un choc technologique permanent. La différence entre nos résultats ne peut donc s'expliquer par une différence entre ces hypothèses. Elle tiendrait plutôt à la manière dont les heures travaillées sont prises en compte dans l'analyse statistique. Dans notre étude précédente (CEV, 2003), basée sur des données trimestrielles américaines, notre raisonnement était le suivant : si l'on fait l'hypothèse que le nombre d'heures travaillées par habitant suit un

1. L'analyse menée dans Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) est fondée sur des données trimestrielles américaines.

* Lawrence Christiano et Martin Eichenbaum remercient la National Science Foundation pour leur aide financière.

processus stochastique stationnaire et qu'on utilise le niveau des heures, on conclura, à partir de cette « spécification en niveau », que le nombre d'heures travaillées aux États-Unis augmente après un choc technologique; par contre, si l'on postule que le nombre d'heures travaillées suit un processus stationnaire en différence première et qu'on emploie le taux d'augmentation du nombre d'heures travaillées aux États-Unis, on conclura, sur la base de cette « spécification en différence », que ce nombre diminue après un choc technologique. Nous allons montrer ici que ces résultats sont également valables pour les données annuelles canadiennes et américaines.

La question est de savoir lesquels de ces résultats sont corrects : ceux fondés sur la spécification en niveau ou ceux reposant sur la spécification en différence première? Comme on peut s'y attendre, les tests d'hypothèse univariés habituels ne s'avèrent guère utiles pour établir si les heures travaillées par habitant ont une racine unitaire ou non. Ces tests ne permettent de rejeter ni l'hypothèse nulle que le nombre d'heures travaillées par habitant est stationnaire ni l'hypothèse nulle qu'il est stationnaire en différence première. Comme dans CEV (2003), nous évaluons la plausibilité des deux hypothèses et de leurs conséquences respectives en répondant à la question suivante : « Quelle spécification parvient le mieux à expliquer les résultats obtenus à l'aide de l'autre spécification? ».

Comme nous en discutons ci-dessous ainsi que dans CEV (2003), nous nous attendons à ce que le meilleur modèle selon ce critère soit celui qui amène à conclure que l'autre modèle est mal spécifié. Selon ce point de vue, la spécification en niveau serait préférable à celle en différence. En effet, si la formulation en niveau est vraie, l'économètre qui adopte celle en différence commet une erreur de spécification. Par contre, si la spécification en différence est vraie, l'économètre qui choisit celle en niveau ne commet pas d'erreur de spécification. Bien qu'elle soit importante, cette distinction ne permet pas de trancher, pour différentes raisons liées à l'échantillonnage. Plus précisément, l'économètre adoptant à tort une formulation en niveau est confronté à un problème de faiblesse des instruments qui implique une forte incertitude d'échantillonnage ainsi qu'un biais dans l'estimation de la réaction du nombre d'heures travaillées à un choc technologique.

Pour choisir entre les deux spécifications, nous utilisons un ratio des probabilités a posteriori semblable à celui employé dans Christiano et Ljungqvist (1988) et CEV (2003). La meilleure spécification est celle qui explique le mieux les trois observations suivantes : i) lorsqu'il est mesuré en niveau, le nombre d'heures travaillées augmente après un choc technologique; ii) quand il est spécifié en différence, le nombre d'heures travaillées diminue après un tel choc; iii) le résultat de notre test de validité des instruments. Si l'on ne considère que les énoncés i) et ii), les

probabilités favorisent la formulation en niveau dans une proportion d'environ deux contre un. Si l'on tient également compte de l'énoncé iii), les probabilités militent très nettement pour la spécification en niveau (dans un rapport de plus de neuf contre un dans le cas du Canada).

Une fois établie la supériorité de la spécification en niveau, nous analysons comment le taux de croissance monétaire, le taux d'intérêt et l'inflation au Canada réagissent à un choc technologique. Nos estimations ponctuelles indiquent que le taux de croissance monétaire s'accélère après un choc, tandis que le taux d'intérêt et l'inflation reculent. Si l'on fait abstraction de l'incertitude d'échantillonnage, ces résultats portent à croire que les autorités monétaires canadiennes n'ont pas cherché à neutraliser l'effet des chocs technologiques.

Ce constat soulève une question importante : quel a été le rôle exact de la politique monétaire dans l'expansion de l'activité économique et la chute de l'inflation consécutives aux chocs technologiques favorables? Pour répondre à cette question, il faudrait savoir comment l'économie aurait réagi si les autorités monétaires s'étaient comportées différemment. La seule façon de conduire une telle expérience contrefactuelle est de recourir à un modèle économique structurel. Ce genre d'analyse déborde le cadre de notre étude, qui repose sur l'estimation de formes réduites à partir de séries chronologiques. Les méthodes utilisées ici peuvent nous donner une idée de la manière dont la politique monétaire a réagi effectivement aux chocs technologiques, mais elles ne peuvent servir directement à explorer le comportement de l'économie en présence de règles de politique monétaire différentes.

Cette question est analysée dans une étude d'Altig, Christiano, Eichenbaum et Linde (2003). À l'aide d'un modèle dynamique d'équilibre général où l'ajustement des prix et des salaires est entravé par la présence de frictions, ces auteurs étudient comment l'économie réagit à un choc technologique selon diverses règles de politique monétaire, dont une règle de croissance monétaire à taux constant. Leur principale conclusion est que, si les autorités monétaires avaient tenté de contrecarrer l'effet des chocs technologiques, le nombre d'heures travaillées aurait diminué pour une période prolongée après un choc technologique favorable. Or, on constate, paradoxalement, que le nombre d'heures travaillées a augmenté dans la réalité — comme dans un modèle de cycles réels — à cause de la façon dont les autorités monétaires ont réagi systématiquement aux chocs technologiques. Le modèle d'Altig et coll. étant estimé à l'aide de données américaines, nous ne pouvons certifier que ces conclusions sont aussi valables dans le cas du Canada, mais nous soupçonnons qu'elles le sont.

Le reste de l'étude est structuré de la façon suivante. La première section porte sur la méthodologie employée pour mesurer les effets d'un choc technologique permanent. La deuxième présente les résultats d'une analyse bivariée effectuée à partir des données relatives aux heures travaillées et au taux de croissance de la productivité du travail. La troisième section décrit nos tests d'enveloppement, dont les résultats sont exposés à la section suivante. La cinquième section traite de la manière dont l'inflation, le taux d'intérêt et le taux de croissance monétaire au Canada réagissent à un choc technologique. Dans la dernière section, nous faisons part de nos conclusions.

1 Identification de la réaction à un choc technologique permanent

Dans la présente section, nous décrivons la méthode utilisée pour identifier l'effet d'un choc technologique permanent. À l'instar de Galí (1999), de Galí, López-Salido et Valles (2002), de Francis et Ramey (2001) et de CEV (2003), nous postulons que les seuls chocs qui influent sur le niveau à long terme de la productivité moyenne du travail sont les chocs technologiques permanents². Ainsi que nous l'avons fait remarquer dans CEV (2003), cette hypothèse est vérifiée dans un large éventail de modèles standard du cycle économique. Il est tout de même important de reconnaître qu'elle ne l'est pas dans certains modèles³.

Nous estimons les effets dynamiques d'un choc technologique au moyen d'une variante de la procédure de Shapiro et Watson (1988) applicable aux hypothèses d'identification à long terme. La description qui suit de notre méthodologie s'inspire en grande partie de CEV (2003). Notre point de départ est la relation

$$\Delta f_t = \mu + \beta(L)\Delta f_{t-1} + \tilde{\alpha}(L)X_t + \varepsilon_t^z, \quad (1)$$

où f_t désigne le logarithme de la productivité moyenne du travail, $\tilde{\alpha}(L)$ et $\beta(L)$ sont des polynômes d'ordre q et $q-1$ dans l'opérateur de retard L , respectivement, et Δ est l'opérateur de différence première. Nous faisons l'hypothèse que la covariance du processus Δf_t est stationnaire. La variable aléatoire ε_t^z (de type bruit blanc) représente le choc technologique.

2. Cette hypothèse d'identification à long terme a maintenant été adoptée dans un grand nombre d'études. Voir notamment Vigfusson (2002), Altig, Christiano, Eichenbaum et Linde (2003) ainsi que Fisher (2002).

3. Par exemple, cette hypothèse n'est pas respectée dans un modèle de croissance endogène où *tous* les chocs influent sur la productivité en longue période, ni dans un modèle standard où le taux d'imposition du revenu du capital subit des chocs permanents.

Supposons que la réaction de X_t à un choc non technologique ε_t est décrite par $X_t = \gamma(L)\varepsilon_t$, où $\gamma(L)$ est un polynôme à puissances non négatives dans L . Nous postulons que chaque élément de $\gamma(1)$ est non nul. L'hypothèse que les chocs non technologiques n'ont aucun effet à long terme sur f_t entraîne l'imposition de la contrainte suivante sur $\tilde{\alpha}(L)$:

$$\tilde{\alpha}(L) = \alpha(L)(1 - L), \quad (2)$$

où $\alpha(L)$ est un polynôme d'ordre $q - 1$ dans l'opérateur de retard. En effet, les chocs non technologiques ne peuvent influencer sur f_t que par leur effet sur X_t , leur incidence à long terme sur f_t étant donnée par

$$\frac{\tilde{\alpha}(1)\gamma(1)}{1 - \beta(1)}.$$

D'après l'hypothèse de stationnarité de la covariance de Δf_t , $|1 - \beta(1)| < \infty$. Cette hypothèse, combinée à notre hypothèse concernant $\gamma(L)$, implique que $\tilde{\alpha}(1)$ doit être égal à zéro pour que l'effet à long terme de ε_t sur f_t soit nul. Ce qui équivaut à l'équation (2).

La substitution de (2) dans (1) donne la relation

$$\Delta f_t = \mu + \beta(L)\Delta f_{t-1} + \alpha(L)\Delta X_t + \varepsilon_t^z. \quad (3)$$

Nous obtenons une estimation de ε_t^z en utilisant l'équation (3) conjointement avec des estimations de μ , de $\beta(L)$ et de $\alpha(L)$. Si l'un des chocs qui influent sur X_t est ε_t^z , alors X_t et ε_t^z sont corrélés. Nous ne pouvons donc pas estimer les paramètres de $\beta(L)$ et de $\alpha(L)$ par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous employons plutôt la méthode des variables instrumentales habituelle. Notre ensemble de variables instrumentales se compose d'une constante et des variables Δf_{t-s} et X_{t-s} , $s = 1, 2, \dots, q$.

Nous calculons la réaction dynamique de f_t et de X_t aux chocs, ε_t^z , obtenus à l'équation (3) en estimant d'abord le modèle vectoriel autorégressif (VAR) d'ordre q suivant :

$$Y_t = \alpha + B(L)Y_{t-1} + u_t, Eu_t u_t' = V, \quad (4)$$

où

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta f_t \\ X_t \end{pmatrix},$$

u_t est l'erreur de prévision de Y_t à l'horizon de un an, et V est une matrice définie positive. Les paramètres de ce modèle VAR, y compris V , peuvent être estimés en appliquant la méthode des moindres carrés ordinaires à chaque équation. La valeur de q a été fixée à 4 aux fins de l'estimation. Les chocs économiques fondamentaux e_t sont liés à u_t par la relation suivante :

$$u_t = Ce_t, Ee_t e_t' = I.$$

Sans perte de généralité, nous posons que ε_t^z est le premier élément de e_t . Afin de calculer la réaction dynamique à ε_t^z des variables incluses dans Y_t , nous avons besoin des éléments de la première colonne de C . Nous obtenons ceux-ci en effectuant une régression de u_t par rapport à ε_t^z à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. Enfin, nous simulons la réaction dynamique de Y_t à ε_t^z . Pour chaque retard, nous calculons l'intervalle de confiance bayésien à 95 % centré en recourant à la méthode applicable aux systèmes exactement identifiés présentée par Doan (1992)⁴.

2 Résultats empiriques

Un important problème inhérent aux études empiriques sur le Canada est la période limitée pour laquelle il existe des données trimestrielles pertinentes. De nombreux travaux consacrés aux effets de la technologie sur l'économie américaine reposent sur l'emploi de données trimestrielles concernant la productivité du travail dans le secteur des entreprises, une série chronologique qui commence en 1947. La série canadienne comparable ne débute qu'en 1987⁵. De même, les données trimestrielles canadiennes relatives au nombre d'heures travaillées dans le secteur des entreprises ne sont disponibles qu'à partir de 1987⁶. Comme nous nous intéressons aux chocs qui ont un effet à long terme sur la productivité, nous avons travaillé avec les données annuelles, qui existent depuis 1961⁷. Notre mesure de la population canadienne englobe les personnes âgées entre 15 et 64 ans⁸. La

4. Cette méthode exige d'effectuer un grand nombre de tirages à partir des distributions a posteriori de $B(L)$ et de V . Nos résultats sont fondés sur 2 500 tirages.

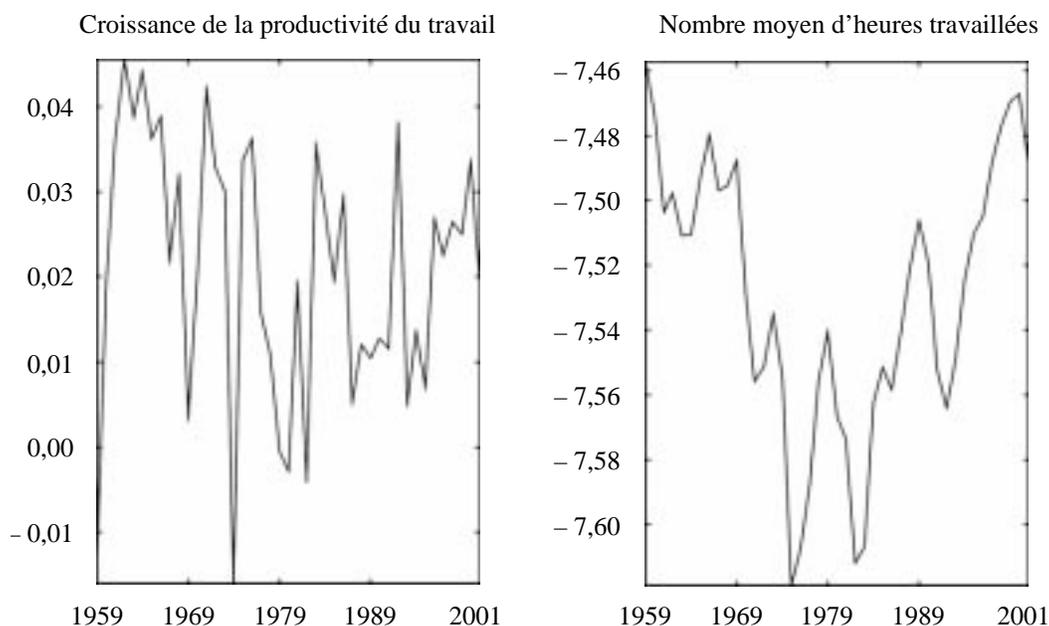
5. Le numéro de la série CANSIM sur la productivité du travail dans le secteur des entreprises est V1409153.

6. La série CANSIM V1409155 mesure le nombre d'heures travaillées par trimestre dans le secteur des entreprises, mais elle ne commence qu'en 1987. La série CANSIM V159660 mesure le nombre total d'heures travaillées par mois dans tous les secteurs, mais elle ne débute qu'en 1976.

7. La série CANSIM V719842 mesure le nombre total d'heures travaillées par année.

8. Ces données sont tirées de la série CANSIM V466971, qui existe depuis 1971. Les données utilisées pour les années 1960 ont été construites à l'aide du taux de croissance de la population âgée de 14 ans ou plus indiqué dans les *Statistiques historiques du Canada*.

Figure 1
Données du modèle VAR pour les États-Unis



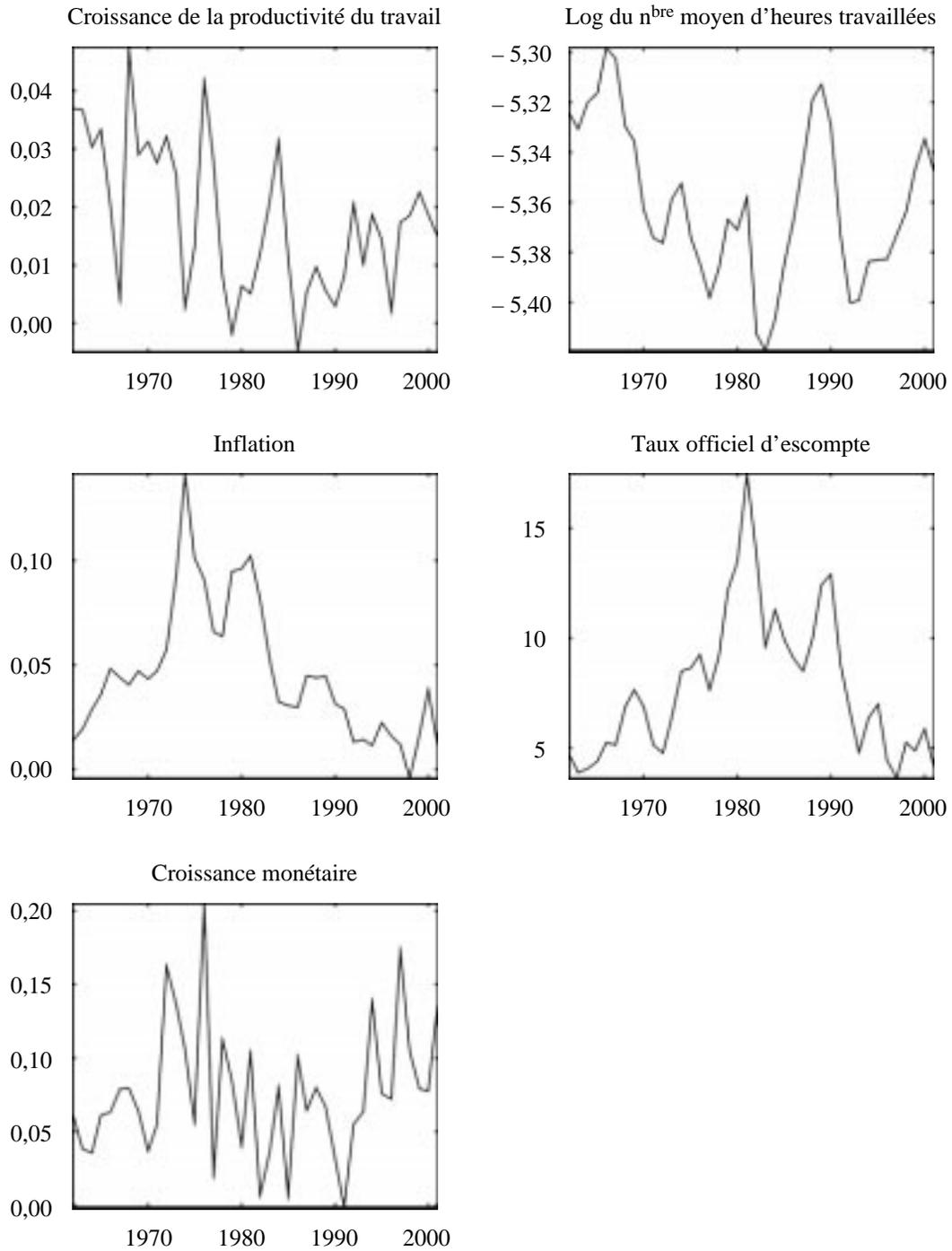
production est mesurée par le niveau moyen du produit intérieur brut (PIB) réel canadien pendant l'année⁹. Le PIB est une mesure plus large de la production que celle retenue dans Francis et Ramey (2001) et CEV (2003), à savoir la production du secteur privé. L'emploi de cette mesure semble toutefois raisonnable puisque nous utilisons aussi une mesure plus large des heures travaillées.

Nous souhaitons comparer les effets des chocs technologiques au Canada et aux États-Unis. Dans le cas de ce dernier pays, nous nous servons des mêmes données que dans notre étude précédente, mais recueillies à une fréquence annuelle. Les séries pertinentes sont la productivité du travail et le nombre d'heures travaillées dans le secteur des entreprises¹⁰. Nos données concernant la croissance de la productivité du travail et le nombre d'heures travaillées par habitant aux États-Unis et au Canada sont respectivement illustrées à la Figure 1 et aux deux graphiques du haut de la Figure 2. Les taux de croissance moyens de ces variables sont respectivement de 2,19 % et de -0,04 % dans le cas des États-Unis, contre 1,80 % et -0,03 % dans celui du Canada. Nous discuterons des autres variables présentées à la Figure 2 dans la section relative au modèle multivarié.

9. Le PIB réel est mesuré par la série CANSIM V1992067.

10. Les codes de ces séries dans la base de données DRI Economics sont respectivement LBOUT et LBMN.

Figure 2
Données du modèle VAR pour le Canada



2.1 Profils de réaction

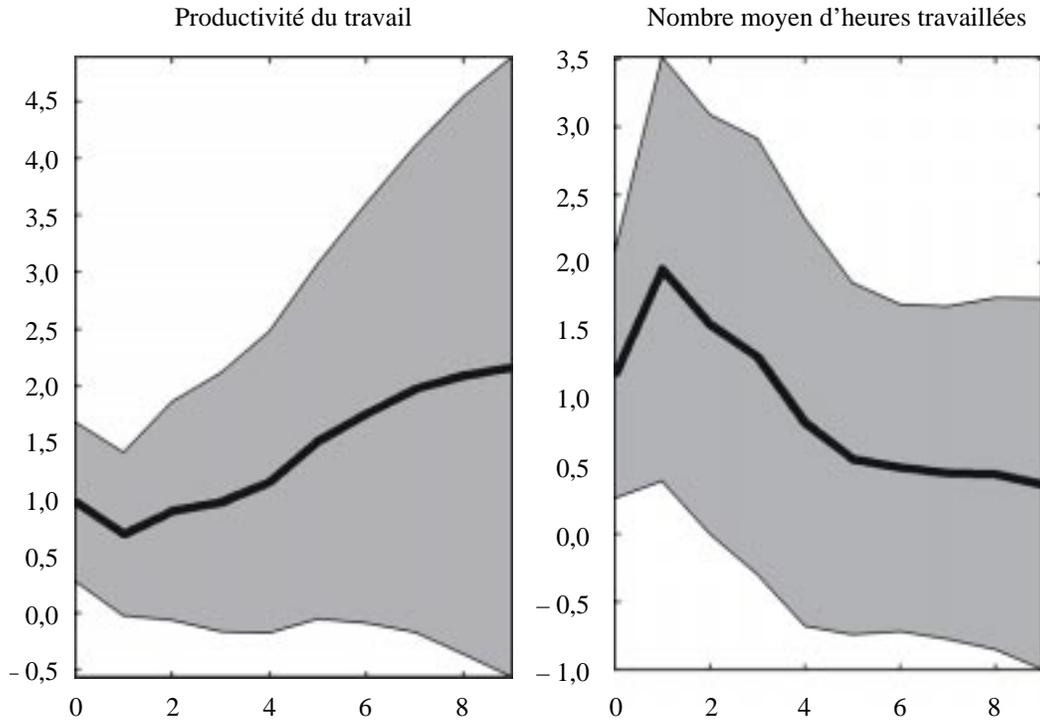
Nous examinerons d'abord les résultats du modèle VAR où Y_t est lié à deux variables : le taux de croissance de la productivité du travail, f_t , et le logarithme du nombre d'heures travaillées par habitant, h_t . La Figure 3 fait état de la réaction de la productivité du travail et du nombre moyen d'heures travaillées à un choc technologique durable de un écart-type. Aux États-Unis, ces deux variables augmentent d'environ 1 % la première année. La productivité du travail continue de progresser pendant les huit années suivantes, tandis que la hausse du nombre d'heures travaillées plafonne à près de 2 % deux ans après le choc. Ce nombre revient ensuite lentement au niveau où il se situait avant le choc. Nous obtenons des résultats semblables pour le Canada. La productivité du travail et le nombre moyen d'heures travaillées croissent tous deux pendant l'année du choc, d'environ 1,0 % et 0,4 % respectivement. Le nombre d'heures travaillées atteint son maximum (+ 0,8 %) un an après le choc, puis il met quelque six ans à revenir à son niveau initial. Dans les deux pays, la hausse de la productivité moyenne est significativement différente de zéro durant une période prolongée. Les profils de réaction estimés du nombre d'heures travaillées présentent de plus larges intervalles de confiance. Aux États-Unis, l'augmentation du nombre d'heures travaillées est néanmoins significativement différente de zéro durant les trois premières années après un choc, alors qu'au Canada, elle ne l'est que pendant la première année.

Nos résultats, comme ceux que nous avons présentés dans CEV (2003), tranchent nettement avec ceux d'autres études, selon lesquels le nombre d'heures travaillées diminue aux États-Unis après un choc technologique favorable (voir, par exemple, Galí, 1999, ainsi que Francis et Ramey, 2001). À quoi cette différence est-elle attribuable? Elle ne peut s'expliquer par nos hypothèses d'identification, puisqu'elles sont les mêmes. Dans notre étude précédente, effectuée à partir de données trimestrielles, nous soutenions que la différence était surtout imputable à la façon dont les heures travaillées sont prises en compte dans l'analyse. Nos résultats montraient que le nombre d'heures travaillées recule après un choc technologique lorsqu'il entre dans Y_t sous la forme d'une différence première (Δh_t), tandis qu'il augmente s'il est simplement défini en niveau (h_t). Dans ce qui suit, nous appellerons *spécification en différence* la première formulation et *spécification en niveau* la seconde.

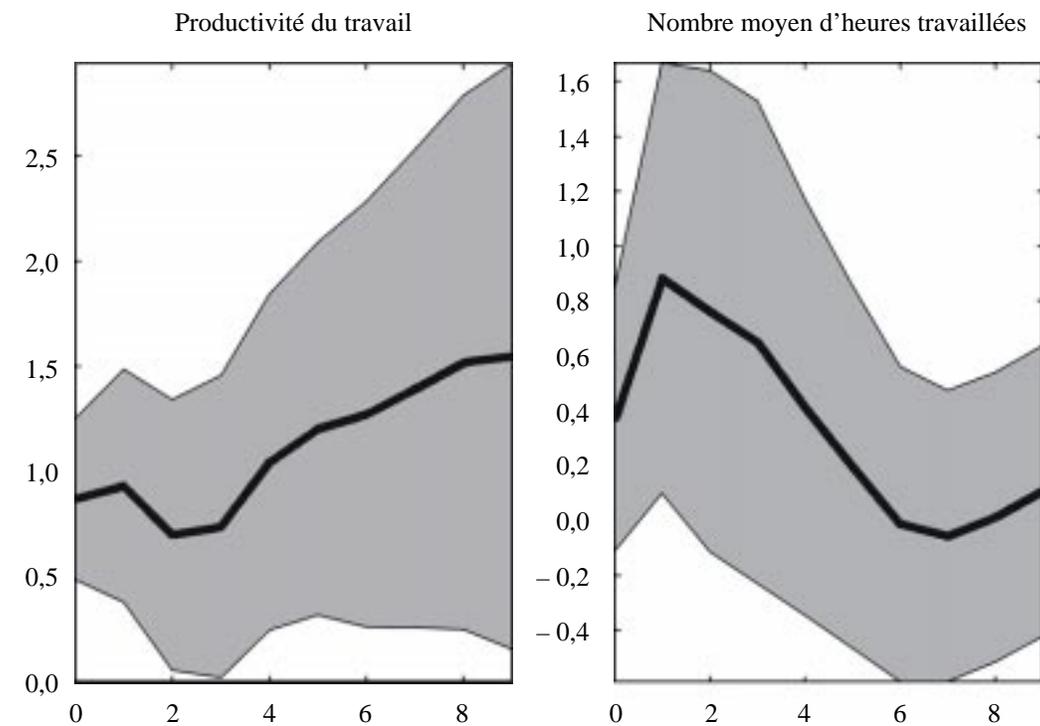
Nous obtenons des résultats semblables à partir des données annuelles canadiennes et américaines. La Figure 4 présente nos résultats pour le Canada et les États-Unis lorsque X_t dans les équations (1) et (3) est le taux de croissance des heures travaillées plutôt que leur niveau. Dans les deux pays, un choc technologique favorable entraîne une hausse prononcée

Figure 3
Profils de réaction — spécification en niveau

Volet A : États-Unis



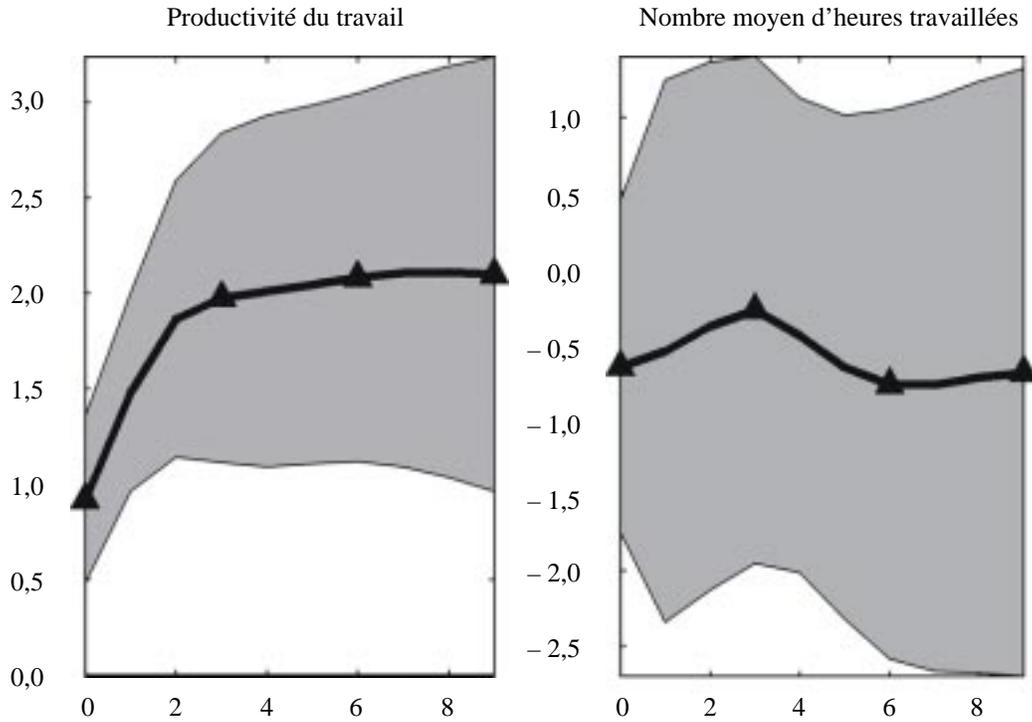
Volet B : Canada



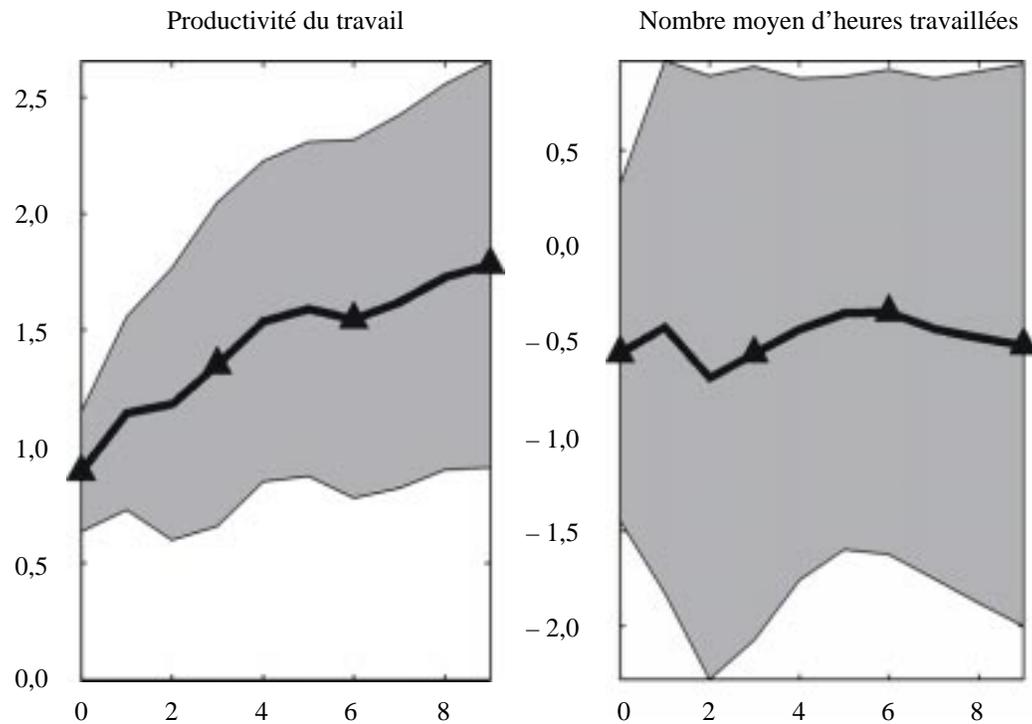
Trait foncé : profil de réaction estimé dans le cas de la spécification en différence
 Zone de couleur grise : intervalle de confiance à 95 % des profils de réaction

Figure 4
Profils de réaction — spécification en différence

Volet A : États-Unis



Volet B : Canada



Trait foncé + triangles : profil de réaction estimé dans le cas de la spécification en niveau
 Zone de couleur grise : intervalle de confiance à 95 % des profils de réaction

et prolongée de la productivité du travail. Par contraste avec nos résultats précédents, nos estimations ponctuelles indiquent maintenant que, dans les deux pays, les heures travaillées diminuent après un choc technologique favorable et ne retrouvent même jamais leur niveau antérieur. Il est vrai que les intervalles de confiance sont très grands. Mais, au moins dans le cas des États-Unis, nous montrons dans CEV (2003) que la chute initiale du nombre d'heures travaillées est significativement différente de zéro lorsque l'effet du choc technologique est estimé à l'aide de données trimestrielles.

En résumé, lorsque nous utilisons la spécification en niveau, un choc technologique favorable induit une forte hausse temporaire du nombre d'heures travaillées, à la fois au Canada et aux États-Unis. Mais quand nous adoptons la spécification en différence, le même choc entraîne une baisse persistante du nombre d'heures travaillées. À la prochaine section, nous essaierons d'établir lequel de ces deux résultats contradictoires est le plus plausible, celui fondé sur la spécification en niveau ou celui basé sur la spécification en différence.

3 Choisir entre les deux spécifications

Les spécifications en niveau et en différence reposent sur des modèles statistiques différents, selon que le nombre d'heures travaillées est considéré comme stationnaire en niveau ou en différence. Comme nous l'avons vu, elles conduisent à des résultats opposés en ce qui concerne la réaction des heures travaillées à un choc technologique favorable. Pour établir quel résultat est le plus plausible, nous devons déterminer lequel des modèles statistiques sous-jacents à ces deux spécifications est le meilleur. Nous tenterons d'abord de les départager au moyen des tests de diagnostic habituels. À défaut de résultats probants, nous nous tournerons vers des tests d'enveloppement semblables à ceux mis à contribution dans CEV (2003).

3.1 Tests de racine unitaire et de stationnarité

Dans la présente sous-section, nous décrivons les résultats de deux tests statistiques bien connus qui visent à déterminer si une série chronologique possède une racine unitaire : le test de Dickey-Fuller augmenté (DFA), dont l'hypothèse nulle ici est que le nombre d'heures travaillées a une racine unitaire; et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) (ci-après test KPSS), dont l'hypothèse nulle est que le nombre d'heures travaillées est stationnaire. Dans le cas des États-Unis, le test DFA ne permet pas de rejeter, au seuil de 10 %, l'hypothèse nulle que le nombre d'heures travaillées par habitant a une racine unitaire¹¹. Le test KPSS ne permet pas

11. La statistique du test DFA (avec deux retards) est égale à $-1,6014$. La valeur critique correspondant au seuil de 10 % est $-2,57$.

non plus de rejeter, au même seuil, l'hypothèse nulle que ce nombre est stationnaire¹². Dans le cas du Canada, les résultats militent légèrement en faveur de la spécification en niveau. L'hypothèse nulle du test DFA est réfutée au seuil de 2,5 %, mais pas au seuil de 1 %¹³. Le test KPSS ne conduit pas au rejet de l'hypothèse de stationnarité au seuil de 5 %¹⁴. À la lumière de ces résultats, nous concluons que les tests de diagnostic standard ne nous aident pas à départager de façon concluante les deux modèles statistiques relatifs au nombre d'heures travaillées par habitant, qu'il s'agisse du Canada ou des États-Unis.

3.2 Tests d'enveloppement

À la sous-section précédente, nous avons montré que les tests habituels ne sont pas utiles pour déterminer quelle spécification retenir dans le modèle VAR. Une solution est d'utiliser un critère d'« enveloppement », selon lequel un modèle doit non seulement être validé par des tests de diagnostic standard, mais aussi être capable de prédire les résultats obtenus au moyen de l'autre modèle. Si l'un des deux modèles ne remplit pas ce critère, l'autre doit lui être préféré.

Dans ce qui suit, nous examinerons l'incidence de l'erreur de spécification et de l'incertitude d'échantillonnage sur la capacité de chaque spécification à envelopper l'autre. Notre point de départ est très semblable à celui énoncé dans CEV (2003), à savoir que, toutes choses égales par ailleurs, la spécification la meilleure est celle qui implique que l'autre est erronée.

Nous montrerons à la prochaine sous-section que la spécification en niveau indique que celle en différence est fautive. Nous nous attendons donc à ce que la première donne de meilleurs résultats que la seconde. Mais, comme nous l'avions signalé dans CEV (2003), cette conclusion n'est pas définitive, pour des raisons liées à l'échantillonnage. Après avoir examiné ces questions, nous présenterons les résultats des tests d'enveloppement effectués sur nos modèles à deux variables.

12. La statistique du test KPSS est égale à 0,3221. La valeur critique asymptotique au seuil de 10 % est 0,347. Pour effectuer ce test, nous avons fixé à deux le nombre des retards de l'estimateur Newey-West de la matrice de covariance associée.

13. La statistique du test DFA (avec trois retards) est égale à $-2,5768$, tandis que les valeurs critiques pour la période d'estimation plus courte sont $-2,26$ et $-2,66$ aux seuils de 10 % et de 5 %, respectivement. Les valeurs critiques asymptotiques pour la statistique de ce test sont $-2,23$ et $-2,58$ aux seuils de 10 % et de 5 %, respectivement.

14. La statistique du test KPSS (avec deux retards) est égale à 0,3577. Nous ne pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 5 %, la valeur critique asymptotique étant 0,463.

3.2.1 *Considérations a priori lorsque la spécification en niveau est vraie*

L'économètre qui utilise la formulation en différence alors que c'est l'autre qui est vraie commet une erreur de spécification. Pour le démontrer, rappelons que l'estimation de la réaction dynamique d'une variable à un choc technologique comporte deux étapes, d'abord l'identification des chocs technologiques à partir de l'équation des variables instrumentales, puis l'estimation des profils de réaction proprement dits à l'aide du modèle VAR.

Supposons que l'économètre estime l'équation des variables instrumentales en adoptant à tort l'hypothèse que le nombre d'heures travaillées est stationnaire en différence. Si le logarithme du nombre d'heures travaillées est la seule variable comprise dans X_t , l'économètre calcule alors la différence seconde de X_t et estime μ ainsi que les coefficients des polynômes d'ordre fini $\beta(L)$ et $\alpha(L)$ dans le système

$$\Delta f_t = \mu + \beta(L)\Delta f_{t-1} + \alpha(L)(1-L)\Delta X_t + \varepsilon_t^z.$$

Supposons que l'ordre de différenciation de X_t est approprié, de sorte que la densité spectrale de X_t est différente de zéro à la fréquence zéro. Dans la vraie relation, le terme qui englobe X_t est $\bar{\alpha}(L)\Delta X_t$, où $\bar{\alpha}(L)$ est un polynôme d'ordre fini. Dans ce cas, l'économètre commet une erreur de spécification parce que l'espace des paramètres n'inclut pas leurs vraies valeurs. Le terme $\alpha(L)(1-L)$ ne peut être égal à $\bar{\alpha}(L)$ que si $\alpha(L)$ a un pôle unitaire, c'est-à-dire si $\alpha(L) = \bar{\alpha}(L)/(1-L)$. Cela est toutefois impossible, car aucun polynôme de retards d'ordre fini, $\alpha(L)$, ne possède cette propriété. Par conséquent, le fait de postuler à tort que X_t a une racine unitaire engendre une erreur de spécification.

Examinons maintenant le modèle VAR utilisé pour estimer la réaction à un choc. Une série stationnaire qui est exprimée sous forme de différence première a une racine moyenne mobile unitaire. Comme il est bien connu, aucun modèle VAR comportant un nombre fini de retards ne peut représenter un processus de ce type. L'adoption de l'hypothèse de stationnarité en différence conduit ici aussi à une erreur de spécification.

3.2.2 *Considérations a priori lorsque la spécification en différence est vraie*

L'économètre qui utilise la spécification en niveau alors que celle en différence est vraie ne commet pas d'erreur de spécification. Pour le

constater, analysons d'abord la régression par rapport aux variables instrumentales :

$$\Delta f_t = \mu + \beta(L)\Delta f_{t-1} + \alpha(L)\Delta X_t + \varepsilon_t^z, \quad (5)$$

où les polynômes $\beta(L)$ et $\alpha(L)$ sont respectivement d'ordre q et $q-1$. L'économètre n'impose pas la contrainte $\alpha(1) = 0$, alors que celle-ci est vraie. Cela ne constitue pas une erreur de spécification, car l'espace des paramètres n'exclut pas la valeur de zéro pour $\alpha(1)$. Lorsqu'il estime le modèle VAR, l'économètre n'impose pas non plus la contrainte que le nombre d'heures travaillées est stationnaire en différence. Ici encore, cela ne représente pas une erreur de spécification, puisque le modèle VAR exprimé en niveau peut posséder une racine unitaire (voir Sims, Stock et Watson, 1990).

L'absence d'erreur de spécification n'implique pas nécessairement que la formulation en niveau englobe les résultats de celle en différence, car il faut tenir compte de certaines considérations ayant trait à l'échantillonnage. Dans CEV (2003), nous avons souligné que, si la spécification en différence est vraie, les instruments retenus pour celle en niveau sont faibles, ce qui peut donner lieu à une incertitude d'échantillonnage élevée de même qu'à un biais. D'où peut-être la capacité supérieure de la spécification en différence à expliquer les résultats de celle en niveau.

Le manque de validité des instruments s'explique aisément : dans la formulation en niveau, les variables servant d'instruments dans le cas de ΔX_t sont des valeurs passées de X_t ; toutefois, si X_t possède en réalité une racine unitaire, les retards de X_t se révéleront de piètres instruments pour ΔX_t , qui est surtout influencé par les chocs relativement récents, tandis que X_t dépend surtout de chocs beaucoup plus anciens. Du moins dans les grands échantillons, les valeurs passées de X_t contiennent peu d'information pertinente sur ΔX_t .

On peut aussi envisager le problème autrement. Soit la régression

$$\Delta h_t = a + \Pi h_{t-1} + p(L)\Delta h_{t-1} + q(L)\Delta f_{t-1} + \varepsilon_t^z. \quad (6)$$

L'hypothèse que Π égale zéro peut être testée de deux façons. D'abord, par le test de cointégration de Dickey-Fuller augmenté de Hansen (1995), qui vise à vérifier si h_t a une racine unitaire ($\Pi = 0$). Ensuite, par un test de Fisher ordinaire sur la validité des instruments (Staiger et Stock, 1997), qui permet d'établir si les valeurs passées du nombre d'heures travaillées sont un instrument valable pour Δh_t ($\Pi = 0$). Tester la présence d'une racine unitaire revient donc ici à vérifier si les valeurs passées du nombre d'heures

travaillées constituent un instrument faible pour Δh_t . Si la spécification en différence est vraie, aucune de ces deux hypothèses ne peut être rejetée, du moins de façon asymptotique.

En résumé, si la spécification en niveau est vraie, celle en différence est fausse. Si la spécification en différence est vraie, celle en niveau n'est pas fausse, mais les instruments utilisés sont faibles, et les paramètres estimés se caractériseront vraisemblablement par une incertitude d'échantillonnage élevée ainsi que par un biais.

4 Résultats des tests d'enveloppement

Nos tests d'enveloppement reposent sur la capacité des spécifications en niveau et en différence à expliquer trois observations. Les deux premières ont trait à la réaction empirique du nombre d'heures travaillées dans chacune des deux formulations. Dans la spécification en niveau, la réaction du nombre moyen d'heures travaillées à un choc technologique est positive. Dans la spécification en différence, cette réaction est négative. Le test d'enveloppement consiste à comparer la capacité de chaque formulation à rendre compte de ces deux observations. La troisième observation est la valeur empirique du test de Fisher sur la validité des instruments. Nous examinerons plus précisément si les spécifications en niveau et en différence sont compatibles avec le résultat empirique du test de Fisher (équation [6]). Si la formulation en niveau est vraie, la valeur passée du nombre d'heures travaillées est un bon instrument. Par contre, si la spécification en différence est vraie, cette valeur passée est un piètre instrument. Le test de Fisher sur la validité des instruments ne devrait donc pas donner les mêmes résultats pour les deux spécifications.

4.1 La spécification en niveau enveloppe-t-elle celle en différence?

Pour établir si la spécification en niveau peut englober les résultats de la spécification en différence, nous procédons de la même façon que dans CEV (2003). Pour chacun des deux pays, nous utilisons le modèle VAR estimé à partir de la formulation en niveau comme processus générateur de données. À partir de ce modèle, nous avons créé, au moyen d'une simulation de type *bootstrap*, 1 000 ensembles de données artificielles, chacun d'une longueur égale à la taille de notre échantillon. Pour chaque ensemble de données généré, nous avons postulé (à tort) que la spécification en différence est vraie, puis nous avons estimé un modèle VAR à deux variables où le nombre d'heures travaillées est exprimé en taux de croissance et avons établi les profils de réaction à un choc technologique. Le volet A de la Figure 5 présente la distribution des profils de réaction obtenus à partir de cette

simulation. Le profil de réaction moyen (illustré par le trait fin surmonté de cercles) correspond à la prévision de la spécification en niveau concernant les réactions que l'on obtiendrait à partir d'une spécification en différence (erronée). Les traits surmontés de triangles sont recopiés de la Figure 4; ils représentent nos estimations ponctuelles des profils de réaction générés au moyen de la formulation en différence. Les traits foncés, qui sont tirés de la Figure 3, correspondent aux estimations ponctuelles des profils de réaction générés à partir de la spécification en niveau. Les zones de couleur grise illustrent les intervalles de confiance à 95 % des profils de réaction simulés¹⁵.

La Figure 5 montre que, pour les deux pays, la moyenne des profils de réaction simulés à partir du modèle VAR « incorrectement » spécifié en taux de croissance est très semblable au profil de réaction estimé à l'aide de la formulation en différence. En particulier, le modèle prédit que le nombre d'heures travaillées *diminue* après un choc technologique favorable, même s'il *augmente* selon le processus générateur de données. Il est clair que l'erreur induite par le fait d'adopter à tort la spécification en différence peut expliquer la baisse du nombre d'heures travaillées estimée à partir de cette spécification. Autrement dit, la formulation en niveau attribue le recul du nombre d'heures travaillées estimé à partir du modèle VAR où les heures travaillées sont exprimées en différence première à une différenciation excessive. Nous en concluons que la spécification en niveau enveloppe de façon convaincante celle en différence.

4.2 La spécification en différence enveloppe-t-elle celle en niveau?

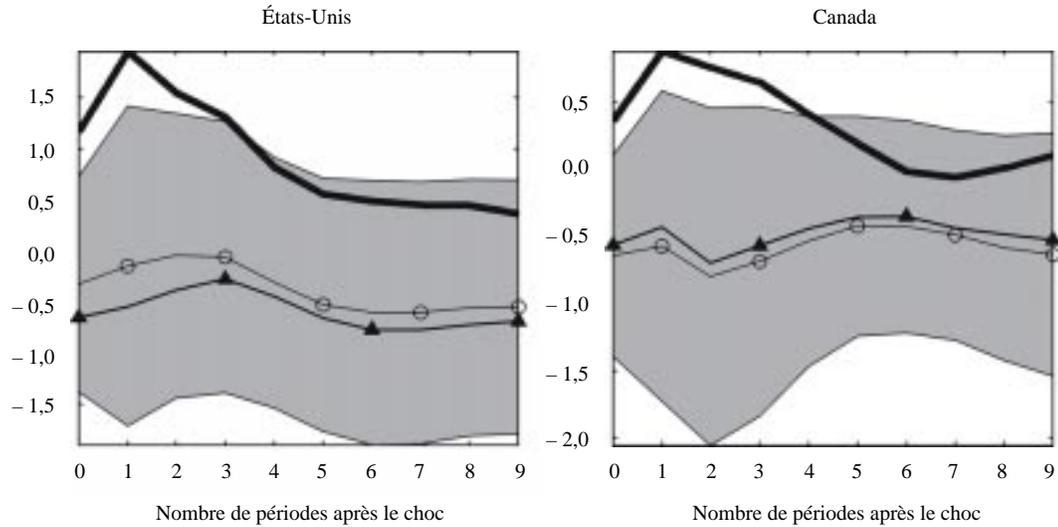
Pour établir si la spécification en différence peut englober les résultats de la spécification en niveau, nous procédons comme ci-dessus, sauf que notre processus générateur de données est maintenant le modèle VAR estimé où le nombre d'heures travaillées est exprimé en taux de croissance. Le volet B de la Figure 5 présente des résultats analogues à ceux du volet A. Les traits foncés, recopiés de la Figure 3, sont les profils de réaction obtenus au moyen de la formulation en niveau. Les traits fins surmontés de triangles, tirés de la Figure 4, sont les profils de réaction calculés à partir de la spécification en différence.

Le trait fin surmonté de cercles dans les deux graphiques du volet B correspond au profil de réaction moyen obtenu en estimant, à l'aide des données artificielles, le modèle VAR où le nombre d'heures travaillées est exprimé en niveau. Il représente la prévision de la formulation en différence

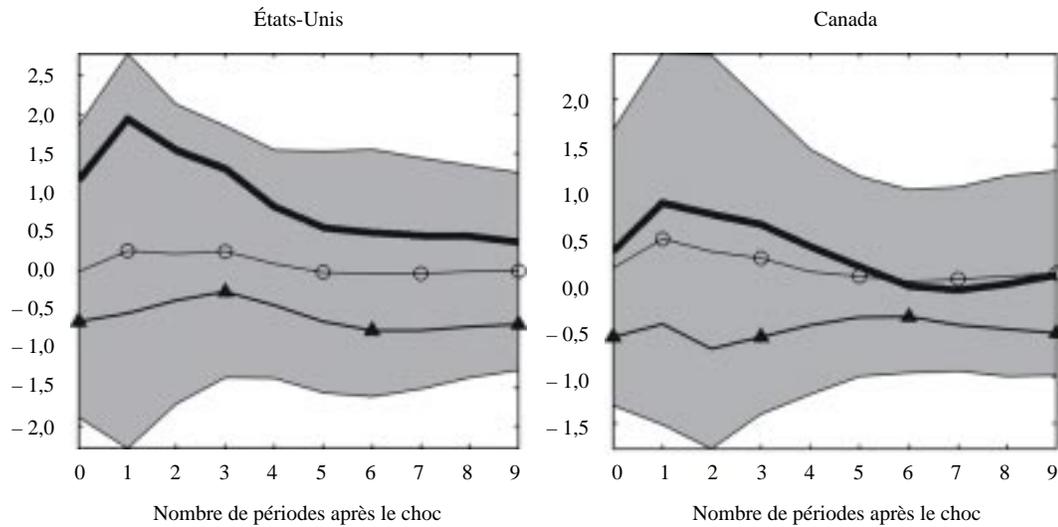
15. Les intervalles de confiance ont été calculés de façon ponctuelle comme étant la moyenne des réactions simulées $\pm 1,96$ fois leur écart-type.

Figure 5 Résultats des tests d'enveloppement

Volet A : Spécification en niveau comme processus générateur de données



Volet B : Spécification en différence comme processus générateur de données



Traité foncé : profil de réaction estimé dans le cas de la spécification en niveau

Traité + triangles : profil de réaction estimé dans le cas de la spécification en différence

Traité + cercles : profil de réaction moyen obtenu à partir du processus générateur de données indiqué

Zone de couleur grise : intervalle de confiance à 95 % des profils de réaction

concernant les réactions que l'on obtiendrait à partir de la spécification en niveau. La zone de couleur grise illustre l'intervalle de confiance à 95 % des profils de réaction simulés.

Deux résultats méritent d'être signalés. D'abord, dans le cas des États-Unis, la réaction du nombre d'heures travaillées est presque nulle. Ce résultat est plus conforme à la spécification en différence qu'à celle en niveau et indique donc que le fait de ne pas imposer de racine unitaire au nombre d'heures travaillées ne cause pas une très forte distorsion. Les données canadiennes débouchent sur des résultats quelque peu différents. Le profil de réaction moyen du nombre d'heures travaillées ressemble ici à celui obtenu à partir de la formulation en niveau¹⁶. Cette similarité s'explique en partie par le biais lié à la taille restreinte de l'échantillon (analysé dans CEV, 2003). Il semble qu'en raison de la petite taille de l'échantillon canadien, la spécification en niveau ait certaines difficultés à cerner les vraies réactions, comme l'atteste la forte incertitude associée au profil de réaction estimé. En effet, les intervalles de confiance sont beaucoup plus larges dans le volet B de la Figure 5 que dans les autres figures.

Rappelons que si la spécification en différence est vraie, l'économètre qui utilise celle en niveau peut s'attendre à une incertitude d'échantillonnage élevée. Toutefois, cette prédiction repose fondamentalement sur l'idée qu'avec la formulation en différence, il existe un problème de faiblesse des instruments. Mais les résultats du test de validité des instruments que nous présenterons plus loin n'indiquent pas que ce problème soit majeur. De plus, les intervalles de confiance des profils de réaction obtenus à partir de la spécification en niveau sont relativement étroits (voir la Figure 3).

4.3 Tests de validité des instruments

Pour établir si les instruments retenus sont faibles, nous utilisons un test de Fisher ordinaire sur la validité des instruments. Plus précisément, nous effectuons une régression de ΔH_t sur un terme constant, H_{t-1} , et les variables prédéterminées comprises dans l'équation (5), estimée par la méthode des variables instrumentales. Ces variables sont ΔH_{t-s} et Δf_{t-s} , $s = 1, 2, 3$. Notre statistique F pour ce test de Fisher est le carré de la statistique t associée au coefficient de H_{t-1} . En effet, cette statistique F mesure l'information supplémentaire que renferme H_{t-1} au sujet de

16. Ces résultats diffèrent quelque peu de ceux que nous avons obtenus dans CEV (2003) à partir de données trimestrielles américaines.

ΔH_t ¹⁷. Si la spécification en différence est vraie, cette information supplémentaire est nulle.

Pour les États-Unis, la statistique du test de Fisher est égale à 5,95. Cette valeur est inférieure à 10, le seuil recommandé par Staiger et Stock, ce qui donne à penser que les instruments sont de piètre qualité dans le cas des données américaines. Or, nous avons conclu l'inverse concernant les données trimestrielles américaines dans notre étude antérieure (CEV, 2003). Pour ce qui est des données canadiennes, la statistique du test de Fisher est égale à 11,60 : les instruments seraient donc de qualité acceptable¹⁸. Comme nous l'avons déjà mentionné, ce résultat remet en question l'une des principales implications de l'hypothèse voulant que le nombre d'heures travaillées possède une racine unitaire.

4.4 Les probabilités relatives des deux spécifications

D'après les résultats exposés précédemment, la spécification en niveau peut facilement rendre compte des profils de réaction estimés à partir de celle en différence. La formulation en différence ne parvient pas aussi bien à expliquer les résultats obtenus à l'aide de celle en niveau. Comme dans CEV (2003), nous quantifions la plausibilité relative des deux spécifications en faisant appel à un ratio des probabilités a posteriori du type de celui mis au point par Christiano et Ljungqvist (1988) pour étudier un contexte similaire, où les données exprimées en différence et en niveau débouchaient sur des conclusions très différentes¹⁹. Dans notre cas, nous soutenons que le modèle VAR le plus plausible est celui qui peut le mieux rendre compte des observations suivantes : i) d'après la spécification en niveau, le nombre d'heures travaillées augmente à la suite d'un choc technologique; ii) selon celle en différence, ce nombre diminue après un choc technologique; iii) la valeur de la statistique F du test de validité des instruments.

17. Ainsi que nous l'avons déjà indiqué, notre test de Fisher équivaut à un test de Dickey-Fuller augmenté classique doté de variables explicatives supplémentaires. Dans la littérature sur les racines unitaires, ce test porte le nom de test de cointégration de Dickey-Fuller augmenté (Hansen, 1995).

18. Les résultats empiriques qui militent ici contre la formulation en différence sont plus concluants que ceux obtenus à partir du test ADF à la sous-section 3.1. Cela est conforme aux analyses de Hansen (1995) et d'Elliott et Jansson (2003), qui montrent que l'addition de nouvelles variables aux tests de racine unitaire peut accroître considérablement la puissance de ceux-ci.

19. Eichenbaum et Singleton (1986) constatent que, lorsque les variables sont exprimées en différences premières dans le modèle VAR, la politique monétaire ne semble pas jouer un rôle important dans le cycle économique. Par contre, quand la spécification retenue est stationnaire en tendance, ils observent le résultat inverse. Selon Christiano et Ljungqvist, la plupart des résultats empiriques sont favorables à la spécification stationnaire en tendance.

Nous calculons le ratio des probabilités de la façon suivante. Nous générons 1 000 ensembles de données artificielles en utilisant chacun de nos deux modèles VAR estimés comme processus générateur de données. Nous calculons la probabilité d'observer un événement Q dans le cas de la formulation en niveau, $P(Q|A)$, où A indique que celle-ci est vraie, ainsi que la probabilité d'observer cet événement dans le cas de la spécification en différence, $P(Q|B)$, où B indique que celle-ci est vraie. La plausibilité relative des deux formulations peut alors être évaluée par le ratio de la probabilité que la spécification en niveau soit vraie à la probabilité que celle en différence soit vraie, étant donné l'événement observé :

$$\frac{P(A|Q)}{P(B|Q)} = \frac{P(Q|A)P(A)}{P(Q|B)P(B)}.$$

Si la distribution a priori accorde la même probabilité à A et à B , le ratio des probabilités est simplement le ratio des probabilités conditionnelles :

$$\frac{P(Q|A)}{P(Q|B)}.$$

Nous retenons cinq définitions de l'événement Q :

- i) la spécification en différence est vraie, et l'effet initial d'un choc technologique sur le nombre d'heures travaillées est négatif;
- ii) la spécification en niveau est vraie, et l'effet initial d'un choc technologique sur le nombre d'heures travaillées est positif;
- iii) les assertions i) et ii) sont vraies;
- iv) la statistique du test de Fisher sur la validité des instruments est supérieure ou égale à la statistique F obtenue à partir des données réelles;
- v) les assertions i), ii) et iv) sont vraies.

Le Tableau 1 fait état des fréquences auxquelles ces divers événements sont observés dans chacun des deux ensembles de données simulées. Dans le cas des États-Unis, la spécification en différence réussit un peu mieux à prédire l'événement i), mais celle en niveau permet de beaucoup mieux prédire les événements ii) et iv). La plausibilité globale des deux formulations est plus facile à évaluer pour l'événement v), où le ratio des probabilités est favorable à la spécification en niveau dans une proportion de cinq contre un. Nous obtenons des résultats semblables pour le Canada. Contre toute attente, la chute du nombre d'heures travaillées associée à la formulation en différence est plus fréquemment observée lorsque le processus générateur de données est la spécification en niveau. Quant à l'événement v), le ratio des probabilités milite en faveur de la spécification en niveau dans une

Tableau 1
Résultats des simulations et ratios des probabilités

Spécification Événement	États-Unis			Canada		
	Fréquence de réalisation		Ratio prob.	Fréquence de réalisation		Ratio prob.
	Niveau	Différence		Niveau	Différence	
i) Effet négatif, spécification en différence	67,7	71,4	0,949	91,6	81,1	1,130
ii) Effet positif, spécification en niveau	97,1	54,3	1,788	96,9	66,8	1,451
iii) Effets i) et ii)	65,6	37,3	1,757	88,5	53,3	1,660
iv) Test de Fisher	70,1	22,9	3,066	65,0	10,7	6,070
v) Assertions i), ii) et iv) vraies	47,6	8,9	5,343	57,6	6,2	9,290

proportion de neuf contre un. Le fait que ce ratio soit plus élevé que dans le cas des États-Unis est conforme aux résultats de notre test de Fisher, qui indiquent que le problème de faiblesse des instruments est moins accusé au Canada que dans ce pays.

5 Résultats du modèle multivarié pour le Canada

Dans la présente section, nous examinons les réactions d'autres variables canadiennes (la croissance monétaire, l'inflation et le taux d'intérêt) à un choc technologique²⁰. Pour établir les profils de réaction, nous pourrions, comme nous l'avons fait dans CEV (2003), estimer un système complexe d'équations simultanées. Toutefois, la petite taille de notre échantillon et le grand nombre de paramètres à estimer ne nous incitent pas à procéder ainsi : un modèle VAR à cinq variables et quatre retards, par exemple, nécessiterait l'estimation de 110 coefficients à partir de données annuelles portant sur une période de seulement 40 ans. Par conséquent, nous avons plutôt opté pour la méthode d'analyse séquentielle qui suit. Soit l'ensemble des variables $X_1, X_2, X_3 \dots$, dont nous désirons estimer les profils de réaction dynamique. Pour une variable donnée, X_i , nous estimons les chocs technologiques $\varepsilon_t^{z,i}$ en utilisant la version suivante de notre équation de base pour les variables instrumentales :

$$\Delta f_t = \mu + \beta(L)\Delta f_{t-1} + \alpha_H(L)\Delta H_t + \alpha_{X_i}(L)\Delta X_{it} + \varepsilon_t^{z,i}. \quad (7)$$

20. Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) ainsi qu'Altig, Christiano, Eichenbaum et Linde (2003) présentent les résultats obtenus au moyen d'un modèle multivarié estimé avec des données trimestrielles américaines.

Nous estimons ensuite le modèle VAR,

$$\begin{pmatrix} \Delta f_t \\ H_t \\ X_{it} \end{pmatrix} = B(L) \begin{pmatrix} \Delta f_{t-1} \\ H_{t-1} \\ X_{it-1} \end{pmatrix} + \gamma \varepsilon_t^{z,i} + v_t.$$

Enfin, nous établissons le profil de réaction de X_{it} à un choc technologique à partir du modèle VAR. Étant donné les résultats décrits à la section précédente, nous nous sommes limités à la spécification en niveau.

La Figure 2 présente les séries chronologiques relatives à la croissance monétaire, à l'inflation et au taux d'intérêt²¹, et la Figure 6 les réactions estimées de ces variables à un choc technologique. Par souci de commodité, nous avons reproduit dans cette figure la réaction du nombre d'heures travaillées illustrée à la Figure 3, de même que la réaction de la production qu'implique le modèle VAR à deux variables utilisé pour la Figure 3. Deux résultats importants se dégagent de ces graphiques. D'abord, nos estimations ponctuelles montrent que l'inflation et le taux d'intérêt chutent après un choc technologique favorable, tandis que le taux de croissance monétaire augmente. Ce résultat donne à penser que la Banque du Canada n'a pas cherché à neutraliser l'effet des chocs technologiques au cours de la période étudiée. Ensuite, les intervalles de confiance entourant les estimations ponctuelles des profils de réaction sont très larges, ce qui n'empêche pas le recul initial de l'inflation d'être significatif sur le plan statistique²².

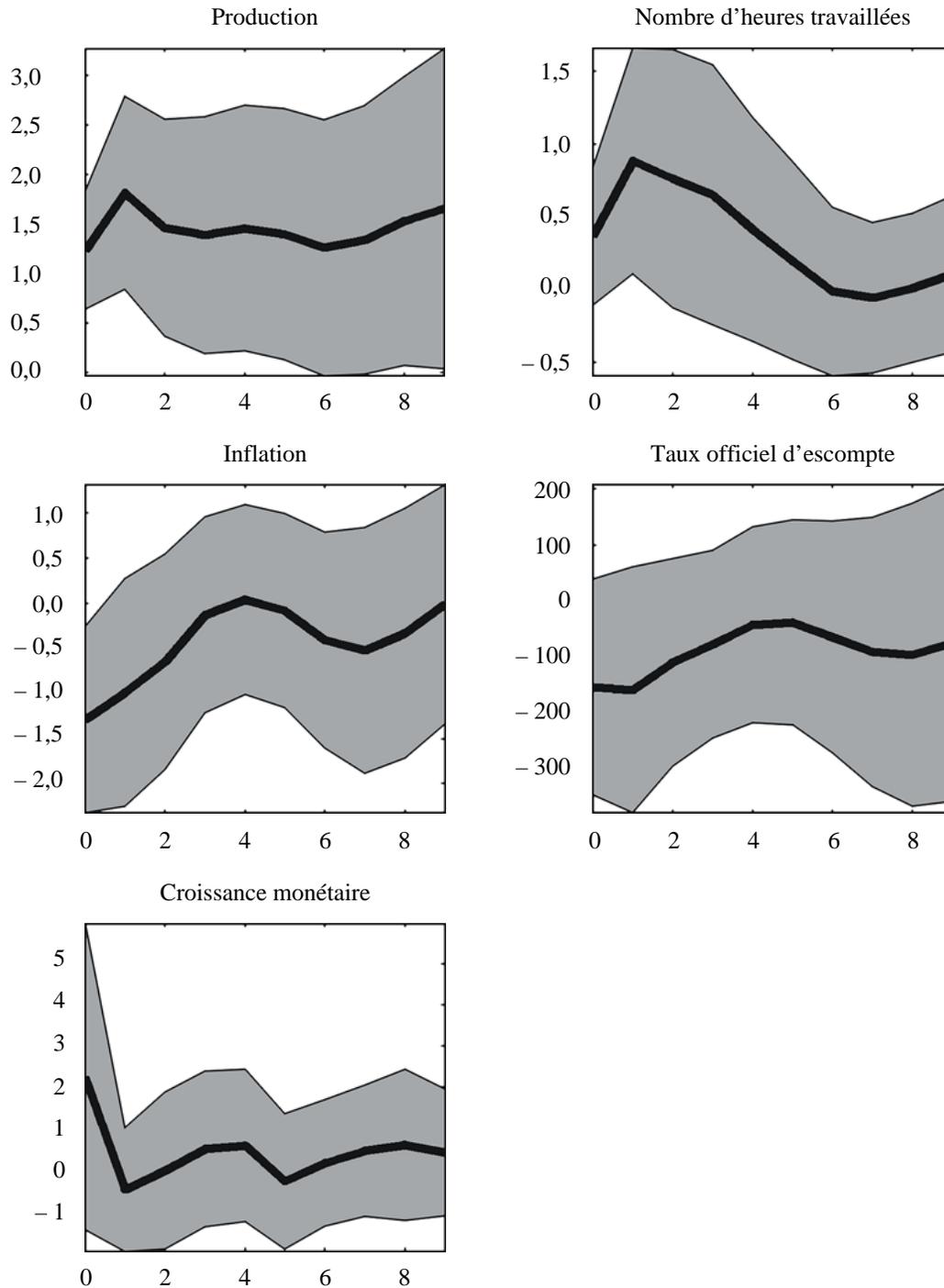
Conclusions

En nous fondant sur des données annuelles canadiennes et américaines, nous avons soutenu qu'un choc technologique favorable provoque une augmentation de la production et du nombre d'heures travaillées au Canada, ainsi qu'une baisse de l'inflation. Dans CEV (2003), où nous avons utilisé des méthodes semblables et des données trimestrielles américaines, nous avons conclu qu'un choc technologique entraînait également un accroissement de la consommation et de l'investissement total. À première vue, ces résultats sont conformes aux prédictions d'un modèle de cycles

21. Le taux officiel d'escompte est tiré de la série CANSIM B14006, l'agrégat monétaire est M2 (série CANSIM B1630), et l'inflation correspond au taux d'accroissement de l'indice des prix du PIB (série CANSIM D15612).

22. À noter que les intervalles de confiance deviennent extrêmement larges à long terme. Il se pourrait donc que notre mesure du taux d'intérêt canadien possède une racine quasi unitaire.

Figure 6
Analyse séquentielle



Trait foncé : profil de réaction estimé dans le cas de la spécification en niveau
Zone de couleur grise : intervalle de confiance à 95 % des profils de réaction

réels. Mais, selon nous, la hausse du nombre d'heures travaillées et l'expansion de l'activité économique consécutives à un choc technologique s'expliquent par la façon dont les autorités monétaires ont réagi à ce dernier. Bien que nos résultats empiriques corroborent cette hypothèse, ils ne sont pas entièrement concluants. Pour qu'ils le soient, il faudrait savoir comment l'économie aurait réagi si les autorités monétaires s'étaient comportées différemment. La seule façon d'effectuer une expérience contrefactuelle de ce type est de recourir à un modèle économique structurel.

Altig, Christiano, Eichenbaum et Linde (2003) se livrent à une expérience de ce genre à l'aide d'un modèle dynamique d'équilibre général où l'ajustement des prix et des salaires est entravé par la présence de frictions. Ils font valoir que la version estimée de leur modèle réussit à rendre compte de la façon dont l'économie américaine a réagi aux chocs de politique monétaire et aux chocs technologiques depuis la Deuxième Guerre mondiale. Ils utilisent leur modèle comme banc d'essai pour examiner comment l'économie américaine aurait réagi aux chocs technologiques si la Réserve fédérale avait suivi une règle de croissance monétaire à taux constant au lieu de tolérer ces chocs. Leur principale conclusion est que, si les autorités monétaires s'étaient comportées ainsi, le nombre d'heures travaillées aurait *chuté* pour une période prolongée après un choc technologique favorable. De plus, la production aurait beaucoup moins augmenté et l'inflation beaucoup plus diminué qu'elles ne l'ont fait dans la réalité. Nous avons de bonnes raisons de croire qu'il en aurait été de même dans le cas du Canada. Compte tenu de ces résultats et de résultats semblables obtenus par Galí, López-Salido et Valles (2003), il est clair que les autorités monétaires devraient prêter une attention toute particulière à ce qui se passe du côté de l'offre. Des règles simples de politique monétaire, comme les règles de Taylor, relèguent souvent dans l'ombre l'analyse de l'écart de production. Or, il est capital de connaître la cause des fluctuations de cet écart au moment de décider des mesures de politique monétaire. Ensemble, les résultats présentés ici et ceux décrits dans CEV (2003) et dans Altig, Christiano, Eichenbaum et Linde (2003) donnent à penser que, dans les faits, les autorités monétaires sont assez bien parvenues à identifier les chocs technologiques et que leurs réactions ont concouru à améliorer la tenue globale de l'économie.

Bibliographie

Altig, D., L. J. Christiano, M. Eichenbaum et J. Linde (2003). « An Estimated Dynamic, General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis », manuscrit.

- Christiano, L. J., et L. Ljungqvist (1988). « Money Does Granger-Cause Output in the Bivariate Money-Output Relation », *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n° 2, p. 217-235.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum et R. Vigfusson (2003). « What Happens After a Technology Shock? », Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « International Finance Discussion Papers », n° 768.
- Doan, T. A. (1992). *Rats User's Manual*, Evanston (Illinois), Estima.
- Eichenbaum, M., et K. J. Singleton (1986). « Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Postwar U.S. Business Cycles? », *NBER Macroeconomics Annual 1986*, vol. 1, p. 91-135.
- Elliott, G., et M. Jansson (2003). « Testing for Unit Roots with Stationary Covariates », *Journal of Econometrics*, vol. 115, n° 1, p. 75-89.
- Fisher, J. D. M. (2002). « Technology Shocks Matter », document de travail n° WP-02-14, Banque fédérale de réserve de Chicago.
- Francis, N., et V. A. Ramey (2001). « Is the Technology-Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited », manuscrit, Université de Californie du Sud, San Diego.
- Galí, J. (1999). « Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? », *American Economic Review*, vol. 89, n° 1, p. 249-271.
- Galí, J., J. D. López-Salido et J. Valles (2002). « Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed's Performance », document de travail n° 8768, National Bureau of Economic Research.
- Hansen, B. E. (1995). « Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase Power », *Econometric Theory*, vol. 11, n° 5, p. 1148-1171.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992). « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, vol. 54, n° 1/2/3, p. 159-178.
- Shapiro, M., et M. Watson (1988). « Sources of Business Cycle Fluctuations », *NBER Macroeconomics Annual 1988*, vol. 3, p. 111-148.
- Sims, C. A., J. H. Stock et M. W. Watson (1990). « Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, p. 113-144.
- Staiger, D., et J. H. Stock (1997). « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65, n° 3, p. 557-586.
- Vigfusson, R. J. (2002). « Why Does Employment Fall After a Positive Technology Shock? », manuscrit.