Document généré le 23 avr. 2024 13:59

L'Actualité économique

Chocs sectoriels et chômage

Lucie Samson

Volume 64, numéro 4, décembre 1988

URI : https://id.erudit.org/iderudit/601468ar
DOI : https://doi.org/10.7202/601468ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Samson, L. (1988). Chocs sectoriels et chômage. *L'Actualité économique*, *64*(4), 532–544. https://doi.org/10.7202/601468ar

Résumé de l'article

Dans cette étude, l'hypothèse qu'une partie importante des fluctuations dans le taux de chômage puisse s'expliquer par la présence de chocs sectoriels est passée en revue tant au niveau théorique qu'empirique. Cette proposition est ensuite testée à l'aide de données canadiennes couvrant la période 1963-84. La conclusion principale de cette analyse empirique est que, même en contrôlant pour l'influence des variations dans le prix relatif du pétrole ainsi que pour la partie non anticipée de la politique monétaire, les chocs sectoriels ont contribué de façon significative aux fluctuations dans le taux de chômage canadien au cours de cette période.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1988

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 64, n° 4, décembre 1988

CHOCS SECTORIELS ET CHÔMAGE*

Lucie SAMSON
*Université Laval***

RÉSUMÉ. — Dans cette étude, l'hypothèse qu'une partie importante des fluctuations dans le taux de chômage puisse s'expliquer par la présence de chocs sectoriels est passée en revue tant au niveau théorique qu'empirique. Cette proposition est ensuite testée à l'aide de données canadiennes couvrant la période 1963-84. La conclusion principale de cette analyse empirique est que, même en contrôlant pour l'influence des variations dans le prix relatif du pétrole ainsi que pour la partie non anticipée de la politique monétaire, les chocs sectoriels ont contribué de façon significative aux fluctuations dans le taux de chômage canadien au cours de cette période.

ABSTRACT. — In this article, the hypothesis that an important part of the fluctuations in the aggregate unemployment rate is attributable to sector-specific shocks is reviewed both theoretically and empirically, and is tested using Canadian data for the 1963-84 period. The main conclusion from this empirical analysis is that, even after controlling for the influence of changes in the relative price of oil and for unanticipated money growth, sector-specific shocks have a significant impact on aggregate unemployment in Canada for the period under study.

INTRODUCTION

L'hypothèse qu'une partie importante des fluctuations du taux de chômage puisse s'expliquer par la présence de chocs sectoriels a refait surface avec la parution de l'article de David Lilien (1982a) sur les causes des variations du chômage américain de l'après-guerre. Ces chocs de type réel affectent différemment les secteurs de production (ou les régions), et nécessitent le déplacement d'un certain nombre de travailleurs. Dans la mesure où cette réaffectation ne s'effectue pas de façon instantanée, il en résulte un chômage positif. Ce chômage est qualifié de « naturel » puisqu'il ne dépend pas du niveau de la demande globale. Le nombre et l'intensité de ces perturbations réelles variant dans le temps, le taux de chômage naturel peut devenir par le fait même très variable.

---

* Je remercie Steve Ambler, Benoît Carmichael, Yvon Fauvel, Mike Wickens, ainsi que tous les participants à la table ronde pour des discussions et des commentaires fort utiles. J'ai aussi bénéficié de l'aide financière du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada. Je reste la seule responsable du contenu de cette étude.

**Département d'économique.

Cette approche du « cycle réel » identifie les changements technologiques, les changements au niveau des préférences ou les changements de prix relatifs (exogènes au pays considéré) comme étant les principales causes des fluctuations du chômage. Elle repose essentiellement sur deux hypothèses : 1) l'existence de chocs sectoriels et 2) l'existence de coûts non négligeables associés à la mobilité des travailleurs (ou de frictions sur le marché du travail) qui empêchent les ajustements entre secteurs de se faire instantanément sur le marché du travail. Il s'agit ici non pas d'un coût monétaire qui viendrait uniquement réduire le rendement net du travail, mais plutôt d'un coût qui doit être subi sous la forme d'unités de temps passées à l'extérieur du marché du travail en qualité de chômeur. La combinaison de ces deux hypothèses est suffisante en général pour engendrer les résultats mentionnés plus haut.

Les études théoriques ou empiriques qui ont utilisé cette approche ont pour la plupart retenu aussi l'hypothèse que les agents forment leurs anticipations de façon rationnelle. Ceci implique que l'on suppose qu'ils sont dans le même type d'environnement depuis suffisamment longtemps pour connaître la distribution des chocs (réels ou nominaux, s'il y a lieu) qui affectent l'économie. Les agents vont donc fonder leurs anticipations sur cette information ainsi que sur toute autre information pertinente qu'ils pourraient détenir. Cette hypothèse étant couramment employée en macroéconomie, il n'est pas nécessaire d'en donner une définition plus élaborée dans ce contexte[1].

Dans les sections qui vont suivre, nous allons présenter de façon succinte quelques-uns des principaux arguments théoriques qui ont été invoqués pour justifier l'existence d'un taux de chômage naturel positif et variable. La première étude à s'intéresser à cette question dans le cadre d'un modèle d'équilibre général est celle de Lucas et Prescott (1974). Dans celle-ci, les déplacements des travailleurs entre les marchés sont causés par la variation des demandes relatives pour les biens produits par les firmes des différents marchés (possiblement induite par un changement dans les préférences des consommateurs). Le même type de résultat peut être obtenu en mettant l'accent sur les chocs technologiques plutôt que sur les demandes de biens produits. C'est ce qui est fait dans Rogerson (1987). Ces deux articles sont brièvement discutés dans la section II.

Les tests empiriques qui ont été faits dans le but d'évaluer la contribution des chocs sectoriels aux fluctuations du taux de chômage agrégé ont donné jusqu'à présent des résultats contradictoires. La première étude en ce sens a été réalisée par D. Lilien (1982a) et a porté sur les États-Unis de l'après-guerre. Il a trouvé que les chocs sectoriels ont contribué de façon significative aux variations dans le taux de chômage de ce pays et ce, particulièrement au cours des années soixante-dix. D'autres, tels Lilien (1982b), Samson (1985), Charette et Kaufmann (1987) et Landon (1987), ont obtenu sensiblement les mêmes résultats pour les États-Unis (dans le premier cas) et pour le Canada (dans les trois derniers), tandis

1. Pour une définition plus complète voir Muth (1961), Lucas (1973), Lucas et Prescott (1974) ou Barro (1977).

que Abraham and Katz (1984), Loungani (1986), Fortin (1986), Neelin (1987) et McCallum (1987) (les deux premiers pour les États-Unis, les deux suivants pour le Canada et le dernier pour ces deux pays) ont apporté des éléments de preuve empirique contraires à cette approche. Une discussion comparative de ces études empiriques est présentée dans la section III[2].

Une analyse empirique s'attardant à identifier certaines sources de déplacement des travailleurs et à évaluer leur impact sur le taux de chômage canadien est aussi présentée dans la section IV. Dans cette analyse, nous allons distinguer les déplacements sectoriels occasionnés par une variable mesurant les changements en valeur absolue dans le prix relatif du pétrole des déplacements résultant des « autres » chocs sectoriels. Les résultats obtenus sont favorables à l'approche du cycle réel. Finalement, la section V ajoute quelques remarques en guise de conclusion.

II. CHOCS SECTORIELS ET CHÔMAGE : ASPECTS THÉORIQUES

Le premier modèle, celui de Lucas et Prescott (1974), suppose qu'il existe des marchés séparés dans lesquels la production et la vente de biens s'effectuent. La demande de biens au niveau des marchés individuels est stochastique. Les chocs qui affectent ces demandes sont autocorrélés, mais ils s'annulent au niveau agrégé, ce qui permet de garder la demande globale constante. La fonction de production est instantanée et le seul facteur de production est le travail. À l'intérieur de chaque marché, il y a compétition parfaite pour le bien produit et pour l'emploi.

L'hypothèse importante de ce modèle est celle qui concerne les coûts associés à la mobilité des travailleurs. Lucas et Prescott font l'hypothèse que la population active est constante et qu'elle est initialement distribuée de façon aléatoire entre les marchés. Lorsque la demande est connue et que le salaire d'équilibre est déterminé sur chaque marché, les travailleurs peuvent choisir de rester ou de s'en aller. Ceux qui restent travaillent et reçoivent le salaire d'équilibre concurrentiel. Ils seront dans ce marché au début de la période suivante. Ceux qui quittent se retrouvent sans travail pour toute la période. Tous les chômeurs seront distribués de manière aléatoire entre les marchés au début de la période suivante. À ce moment, les nouvelles demandes de biens seront révélées et le processus recommencera à nouveau.

À l'aide de ce modèle, ils sont en mesure de démontrer que, sous l'hypothèse que les firmes égalisent la valeur de la productivité marginale du travail avec le salaire et que les travailleurs maximisent le flux escompté de leurs revenus futurs lorsqu'ils décident de leur offre de travail, il y aura toujours des marchés où la quantité de main-d'oeuvre présente est supérieure à l'emploi d'équilibre dans ce marché. Ceci implique qu'au niveau de l'économie il y aura un taux de chômage

2. Cette section se limite à certaines études portant sur le Canada et les États-Unis.

positif puisque ces travailleurs qui quittent pour aller dans un autre marché n'auront pas d'emploi avant la période suivante. Le chômage qui résulte de cet exercice est « naturel » puisque le niveau de la demande globale de biens a été gardé constant tout au long de l'analyse. C'est ce type de chômage que Lilien (1982a) et plusieurs autres ont tenté de mesurer empiriquement.

Avant de considérer cette littérature empirique nous allons d'abord examiner un autre modèle théorique basé sur cette approche du cycle économique. Rogerson (1987) présente un modèle à deux périodes et deux secteurs de production (secteurs 1 et 2). La production de chaque secteur est sujette à un choc stochastique. La main-d'oeuvre est initialement distribuée entre les deux secteurs et si un travailleur veut changer de secteur il doit nécessairement devenir chômeur pour une période. Il fait ensuite face à une probabilité non nulle de se trouver un emploi à la seconde période. L'intensité avec laquelle le travailleur cherche un emploi est une variable endogène dans ce modèle. Cette intensité de recherche impose cependant un coût au travailleur qui perd ainsi de l'utilité. Ce coût est supposé convexe. La désutilité associée au travail est aussi une fonction convexe de la quantité offerte.

Rogerson considère la situation suivante du point de vue d'un planificateur social. Au début de la première période, celui-ci observe que la réalisation du choc technologique du secteur 1 est inférieure à celle du secteur 2. Ce choc est permanent, ce qui veut dire que la situation va persister à la seconde période. En réponse à ce changement, le planificateur désire augmenter la quantité de travail dans le secteur 2. Il peut i) soit faire travailler davantage les travailleurs de ce secteur, ce qui est coûteux à cause de la convexité de la fonction de désutilité du travail, ii) soit transférer des travailleurs du secteur 1 au secteur 2. Cette option est également coûteuse, puisque le déplacement des travailleurs implique une période d'inactivité pour ceux-ci. Un arbitrage doit donc être fait entre ces deux coûts[3]. La conclusion tirée de cet exercice est la suivante : plus la réalisation du choc technologique est désavantageuse dans le secteur 1 par rapport au secteur 2 (plus l'écart entre les productivités marginales est grand), plus élevé sera le nombre de travailleurs se dirigeant vers le secteur 2 et, de ce fait, plus élevé sera le chômage à la première période. Ce genre de résultat est comparable à celui obtenu auparavant par Lucas et Prescott.

Ces deux articles démontrent qu'il est possible d'obtenir un taux de chômage positif et variable dans un modèle d'équilibre général où la seule source de fluctuations est reliée à l'existence de chocs sectoriels et de coûts associés à la mobilité des travailleurs. La prochaine section discute des tentatives qui ont été faites pour mesurer empiriquement ces chocs sectoriels dans le but d'évaluer leur impact sur le taux de chômage et de calculer plus précisément le taux de chômage naturel.

---

3. Dans ce modèle, l'allocation de la production entre les consommateurs n'est pas importante. Les travailleurs sont aussi tous des substituts parfaits entre eux en ce qui concerne la production.

III. CHOCS SECTORIELS ET CHÔMAGE : ASPECTS EMPIRIQUES

Les éléments de preuve empirique concernant les implications découlant des modèles présentés plus haut sont contradictoires. David Lilien (1982a) a le premier tenté de mesurer l'impact que ces chocs sectoriels peuvent avoir sur le taux de chômage agrégé. Il s'est posé la question dans le cadre de l'économie américaine pour la période 1948-1980. Le problème qui s'est alors posé à lui est que ces chocs sectoriels ne sont pas pour la plupart directement observables. Il lui a donc fallu trouver une façon indirecte de les mesurer. Pour ce faire, il a employé une mesure de dispersion de l'emploi entre les secteurs de production, soit :

$$\sigma_t = [\sum_{i=1}^{M} (N_{it}/N_t)\,[\Delta logN_{it} - \Delta logN_t]^2]^{1/2} \tag{1}$$

où N_{it} est l'emploi dans le secteur i, N_t est l'emploi total et M est le nombre total de secteurs. Cette variable a l'avantage de ne pas être influencée par un changement dans le niveau de la demande globale qui aurait pour effet de faire augmenter ou diminuer l'emploi dans tous les secteurs de façon proportionnelle. Par contre, σ_t est influencé positivement par tout choc « réel » qui affecte différemment les secteurs de production et qui entraîne ainsi un déplacement des travailleurs vers les secteurs où la productivité marginale s'est accrue par rapport aux autres. Ce sont ces propriétés qui ont fait dire à Lilien que σ est une bonne variable d'approximation pour mesurer l'impact des chocs sectoriels sur le taux de chômage. La présomption dans ce cas-ci est, bien entendu, qu'il existe une relation positive entre σ_t et le taux de chômage.

Lilien a aussi retenu l'hypothèse de la neutralité de la politique monétaire anticipée lorsqu'il a effectué son travail empirique. Il a utilisé la partie non anticipée du taux de croissance de la masse monétaire, *DMR*, mesurée par Barro (1977, 1981). Dans son modèle, c'est cette variable non anticipée, courante et retardée, qui est responsable de la déviation du taux de chômage de son taux naturel. Le taux de chômage naturel varie, pour sa part, en fonction des changements dans la variale σ_t. Étant donné ces hypothèses, l'évolution du taux de chômage, U_t, est décrite par l'équation suivante :

$$U_t = \beta_0 + \beta_1\sigma_t - \sum_{i=0}^{k} \lambda_i DMR_{t-i} + \beta_2 U_{t-1} + \beta_3 T_t + \eta_t, \tag{2}$$

où T_t est une variable de tendance. Le taux de chômage naturel, UN_t, est calculé à partir des paramètres estimés b_0 à b_3. Ce calcul s'effectue de la façon suivante :

$$UN_t = \sum_{i=0}^{\infty} b_2^i\,(b_0 + b_1\sigma_{t-i} + b_3 T_{t-i}). \tag{3}$$

En d'autres mots, UN_t est le taux qui serait observé en l'absence de politique monétaire mal anticipée et de terme d'erreur dans l'équation de chômage.

À partir de ce modèle, Lilien a calculé un taux de chômage naturel qui suit de très près le taux réalisé, et tout particulièrement pendant les années soixante-dix. C'est donc dire que l'économie américaine a fort probablement été sujette à un nombre relativement élevé de chocs sectoriels pendant cette période et que ceux-ci ont contribué de manière importante à l'augmentation observée du taux de chômage pendant cette décennie. Attribuer la majeure partie de cette augmentation à la déficience de la demande globale serait erroné selon Lilien.

Dans le cadre d'une étude analogue couvrant la période 1957-83, Samson (1985) a trouvé que les chocs sectoriels ont eu une importance au moins aussi grande au Canada. Elle a rapporté une déviation moyenne (en valeur absolue) du taux naturel par rapport au taux réalisé de seulement 0,45 alors que la valeur moyenne du taux de chômage pour cette période est de 6,4 pourcent. L'inclusion d'une variable démographique et de variables étrangères dans l'équation canadienne de chômage n'a pas modifié sensiblement ces résultats[4]. Landon (1987) a aussi obtenu le même genre de résultats empiriques pour le Canada tout en tenant compte de l'impact des politiques budgétaire et monétaire canadiennes et américaines, ainsi que de quelques variables démographiques et législatives[5]. Le taux naturel qu'il rapporte est moins variable, mais en moyenne plus élevé, que celui qui est présenté dans Samson (1985). Ces résultats favorables à l'approche du cycle réel ont aussi été confirmés par Charette et Kaufmann (1987).

D'autres auteurs, tels Fortin (1986) et McCallum (1987), dans le cadre d'un modèle plus traditionnel, ont obtenu des résultats empiriques contraires à cette approche. Fortin (1986) a calculé un taux de chômage non accélérationniste *(NAIRU)* pour le Canada très inférieur aux taux rapportés dans les trois premières études. Pour ce faire, il a estimé une équation de chômage incluant un nombre considérable de variables démographiques et législatives, ainsi que le taux de chômage des hommes adultes (25 ans et plus)[6]. La variable de dispersion mesurant les chocs sectoriels n'étant pas significative, elle a été exclue de l'équation et des calculs subséquents. Le taux *NAIRU* a ensuite été obtenu à l'aide de l'équation estimée tout en contraignant la valeur du taux de chômage des hommes adultes à être égale à son niveau « non accélérationniste » de 4,9 pourcent. McCallum (1987) a, pour sa part, obtenu que l'inclusion dans l'équation

4. La variable démographique est la proportion des femmes sur le marché du travail. Les variables étrangères sont : a) le taux de chômage américain dans l'équation 4, et b) le taux de chômage naturel américain et les surprises monétaires américaines tels que définis par Lilien (1982a) dans l'équation 5.

5. Parmi ces variables, seules les mesures de dispersion régionales et industrielles, la politique budgétaire américaine, la politique monétaire canadienne et une variable représentant la proportion d'hommes de moins de 25 ans et de femmes dans la population active ont été retenues dans l'équation finale de chômage.

6. L'équation présentée dans Fortin (1986) contient diverses variables démographiques, une variable de salaire minimum relatif et une variable mesurant la générosité du programme d'assurance-chômage.

canadienne de chômage d'une variable mesurant les changements dans le prix relatif des exportations rendait la variable de dispersion non significative[7]. Une bonne partie de la différence entre les résultats obtenus par ces deux auteurs et les précédents s'explique sans doute par des différences méthodologiques.

La mesure de dispersion de l'emploi entre les secteurs, même si elle a été employée par plusieurs auteurs comme variable approximative pour les chocs sectoriels, n'est pas sans problème. Lilien (1982b) a été le premier à souligner que si tous les secteurs ne réagissent pas dans la même proportion à un choc de demande globale, la variable σ sera affectée par ce type de choc. Il a donc indiqué la nécessité de purifier la mesure de dispersion de cette influence pour faire en sorte que celle-ci représente les chocs sectoriels seulement.

Quelques tentatives ont été faites en ce sens (Lilien (1982b), Abraham et Katz (1984), Loungani (1986), Neelin (1987) pour le Canada et Samson (1987) pour les membres du Groupe des Sept). Ces tentatives consistent principalement à régresser chaque changement relatif dans l'emploi d'un secteur sur une ou plusieurs variables représentant la demande globale. Les résidus de chacune de ces équations sont ensuite utilisés pour calculer la nouvelle mesure de dispersion à être introduite dans l'équation de chômage. La mesure ainsi obtenue a l'avantage d'être orthogonale à la demande globale telle que représentée dans le modèle. Lilien (1982b), Charette et Kaufman (1987) et Samson (1987) ont trouvé que cette correction n'affectait pas beaucoup leurs résultats, tandis que Abraham et Katz (1984) et Neelin (1987) ont rapporté que la nouvelle variable de dispersion perdait son pouvoir d'explication statistique des fluctuations du taux de chômage. Loungani (1987) a trouvé, pour sa part, que seuls les changements dans le prix relatif du pétrole ont nécessité une réaffectation importante des travailleurs qui s'est traduite par une hausse du taux de chômage aux États-Unis.

IV. CHOCS SECTORIELS AU CANADA : QUELQUES ÉLÉMENTS DE PREUVE EMPIRIQUE

Cette section présente une brève analyse empirique portant sur les déterminants du chômage au Canada. Parallèlement à Loungani (1986), nous n'allons pas seulement purifier la variable de dispersion, σ, de la demande globale, mais nous allons aussi tenter d'identifier les déterminants des déplacements sectoriels mesurés par σ. Tous ces déterminants ne sont pas directement observables. Ceci est vrai en particulier des chocs technologiques et des chocs sur les préférences des individus. Cependant, les fluctuations dans le prix relatif du pétrole ont probablement occasionné une réaffectation importante des travailleurs, et ces

7. Une variable mesurant les changements dans le prix relatif du pétrole a le même effet sur la variable de dispersion dans l'équation américaine de chômage selon McCallum (1987). Voir aussi Loungani (1986) sur ce sujet.

fluctuations ont l'avantage qu'elles peuvent se mesurer très facilement. Plus précisément, la variable suivante sera utilisée :

$$PE_t = |(poil_t / ipi_t) - (poil_{t-1} / ipi_{t-1})|$$

où *poil* est le prix du pétrole et *ipi* est le dégonfleur du PNB. Nous allons tenter d'évaluer, dans cette section, si, en tenant compte de l'impact de cette variable sur σ, les autres chocs sectoriels ont eu un rôle à jouer au cours de la période considérée. Cette analyse nous permettra de comparer nos résultats à ceux que Loungani (1986) a obtenu pour les États-Unis.

La matrice des corrélations contemporaines entre le taux de chômage canadien des 15 ans et plus, U, la variable de dispersion, σ, et le déterminant des déplacements sectoriels des travailleurs identifiés plus haut, PE, révèle que pour la période 1962-84, il semble effectivement y avoir eu la relation positive anticipée entre l'ensemble de ces variables.

MATRICE DES CORRÉLATIONS

	U	σ	PE
U	1.000		
σ	0.403	1.000	
PE	0.310	0.021	1.000

Cette simple matrice des corrélations n'est cependant pas suffisante pour évaluer si ces chocs sectoriels ont eu un impact statistiquement significatif sur la mesure de dispersion et sur le chômage. En particulier, elle ne tient pas compte du fait que certains ajustements peuvent avoir pris plus d'une période pour s'effectuer. Elle ne permet pas non plus d'établir si d'autres chocs réels ont affecté l'économie au cours de cette période. Le modèle présenté dans cette section tient compte de ces possibilités.

TABLEAU I

LE MODÈLE

$$(1)\ DM_t = a_0 + \sum_{J=1}^{2} a_{1J} DM_{t-J} + a_2 U_{t-1} + a_3 CB_{t-1} + a_4 FD_{t-1} + DMR_t$$

$$(2)\ \sigma_t = b_0 + \sum_{J=0}^{2} b_{1J} PE_{t-j} + \sum_{J=0}^{2} b_{3J} DMR_{t-J} + e_t$$

$$(3)\ U_t = c_0 + c_1 \sigma_t^p + c_2 \sigma_t^r + \sum_{J=0}^{2} c_{3J} DMR_{t-J} + c_4 U_{t-1} + c_5 T_t + s_t$$

DM = taux de croissance de $M1$, CB = compte courant de la balance des paiements, FD = dépenses fédérales en surplus de la « normale » (voir Barro (1977), avec β=.2), T = variable de tendance, DMR, e et s = résidus.

Ce modèle, présenté au Tableau I, est composé de trois équations. La première décrit la fonction de réaction des autorités monétaires. Une description détaillée de ce type de fonction est donnée, par exemple, dans Barro (1977) et dans Samson (1985). Il suffit de mentionner que les agents forment des attentes rationnelles dans ce modèle et que leur prédiction de la politique monétaire est basée sur cette fonction. Les résidus de cette équation représentent la partie non anticipée de la politique monétaire. L'hypothèse maintenue au cours de cette analyse est que seule cette partie non anticipée du taux de croissance de la masse monétaire a des effets réels sur l'économie[8].

La deuxième équation établit que la variable de dispersion est influencée par les valeurs contemporaines et retardées du changement en valeur absolue du prix relatif du pétrole et par la politique monétaire non anticipée (*DMR*). Les deux retards sont inclus pour tenir compte du fait que les ajustements sur le marché du travail suite à un choc sectoriel peuvent s'étaler sur plusieurs périodes. Tel que mentionné plus haut, ces variables de prix relatif ne regroupent qu'une cause possible des déplacements des travailleurs entre secteurs de production, mais, étant donné l'importance du pétrole pour toute économie industrialisée, il est raisonnable de penser qu'elles ont un impact non négligeable sur σ et sur le taux de chômage. Cet impact est mesuré par la variable suivante :

$$\sigma_t^p = b_0 + \sum_{J=0}^{2} b_{1J} PE_{t-J}$$

Les chocs sectoriels autres que *PE* sont captés par le terme d'erreur de l'équation de dispersion (plus la constante), redéfini comme σ_t^r[9].

Finalement, la troisième équation stipule que le taux de chômage est influencé par les chocs sectoriels via σ^p et σ^r, et par la politique monétaire non anticipée telle que mesurée par *DMR*. Une variable dépendante retardée est aussi incluse pour capter l'inertie. La variable de tendance tient lieu de diverses variables démographiques ou législatives qui ne sont pas explicitement considérées dans cette analyse.

Les données employées sont annuelles et sont les mêmes que celles décrites dans Samson (1987), à l'exception de la variable de changements dans le prix relatif du pétrole. Elles couvrent la période 1963-1984. Les équations du modèle sont estimées de façon simultanée pour tenir compte du fait que certains des régresseurs dans l'équation de chômage sont des variables engendrées. Cette procédure donne des écart-types qui sont convergents asymptotiquement. La condition de covariance nulle entre les résidus des équations (1), (2) et (3) est aussi imposée en

8. Samson (1987) accepte la proposition de neutralité de la politique monétaire anticipée pour le Canada.

9. Plus précisément $\sigma_t^r = b_0 + e_t$. La constante est incluse pour fin de comparaison avec σ_t^p, son exclusion n'influence pas l'interprétation globale des résultats obtenus puisque seule la constante de l'équation de chômage en est affectée.

accord avec l'hypothèse des attentes rationnelles. Cette condition permet l'identification du modèle [10]. Les résultats sont présentés au Tableau II.

TABLEAU II

ESTIMATIONS POUR LE CANADA (1963-84)

	Modèle sans σ_t^r			Modèle avec σ_t^r		
Variables dépendantes	DM_t	σ_t	U_t	DM_t	σ_t	U_t
C	−.081	.0216	−3.51	−.094	.0211	−4.42
	(−1.4)	(12.1)	(−3.1)	(−1.6)	(11.1)	(−4.3)
DM_{t-1}	.0348			.0805		
	(.20)			(0.46)		
DM_{t-2}	.5434			.6062		
	(3.22)			(3.66)		
FD_{t-1}	.3984			.4203		
	(2.25)			(2.37)		
U_{t-1}	.0083		.7571	.0086		.9065
	(1.71)		(6.92)	(1.79)		(8.02)
CB_{t-1}	.0299			.0329		
	(1.86)			(2.04)		
PE_t		−.059			−.050	
		(−2.3)			(−1.9)	
PE_{t-1}		.1086			.1153	
		(3.30)			(3.36)	
PE_{t-2}		.0202			.0199	
		(0.94)			(0.85)	
T_t			.0911			.0235
			(2.35)			(0.54)
σ_t^p			142.0			158.1
			(2.99)			(4.07)
σ_t^r			...			48.53
						(2.55)
DMR_t		−.046	−8.84		−.051	−10.04
		(−.86)	(−1.96)		(−.94)	(−2.05)
DMR_{t-1}		−.042	−7.00		−.043	−7.51
		(−.80)	(−1.54)		(−.85)	(−1.59)
DMR_{t-2}		.0092	−3.99		−.006	−5.73
		(0.17)	(−.87)		(−.11)	(−1.19)
D.W.	1.78	1.93	(*Dh*) 0.08	1.83	2.03	(*Dh*) 1.36
SCR	.014	.0007	4.46	.014	.0007	3.53
ETR	.025	.006	.450	.026	.006	.401

NOTE : Les statistiques t sont entre parenthèses.

10. Pour plus d'information sur cette procédure, voir Mishkin (1983).

La première équation de chômage du Tableau II contient σ_t^p comme seule variable de dispersion. Tel qu'anticipé, cette variable a eu un impact significatif sur le chômage canadien au cours de la période considérée. Ceci n'est guère surprenant étant donné la quantité importante d'entreprises influencées directement ou indirectement par ce qui arrive au prix relatif du pétrole. Les changements (à la hausse ou à la baisse) dans ce prix relatif ont, selon cette équation, nécessité une réaffectation des travailleurs suffisamment importante pour qu'on y attribue une partie non négligeable des fluctuations dans le taux de chômage canadien au cours de la période 1963-84.

La dernière équation de chômage du Tableau II indique cependant que d'autres chocs sectoriels sont intervenus pour influencer le taux de chômage canadien. Ces autres chocs sont captés par la variable σ_t^r. L'introduction de cette variable simultanément avec σ_t^p dans l'équation de chômage a contribué à faire diminuer de façon substantielle la somme des carrés des résidus de cette équation (de 4,46 à 3,53). Les autres variables de l'équation de chômage sont aussi estimées avec plus de précision, sauf pour ce qui est de la variable de tendance qui voit son importance réduite considérablement. Le rôle qu'ont joué les autres chocs réels (chocs technologiques ou chocs sur les préférences, entre autres) est donc non seulement numériquement important avec un coefficient de 48,5 associé à σ_t^r, mais il est aussi très significatif au niveau statistique [11]. Ce résultat est contraire à celui obtenu par Loungani (1986) pour les États-Unis. Des coûts d'ajustement plus élevés sur le marché du travail canadien peuvent être invoqués pour expliquer en partie cette importance plus grande des chocs sectoriels au Canada.

Ce tableau indique aussi que la politique monétaire non anticipée est un autre facteur qui a contribué aux fluctuations dans le taux de chômage. Cette contribution est statistiquement significative et est comparable à celle qui a été obtenue auparavant dans d'autres articles (notamment Samson (1985) et Charette et Kaufman (1987)) [12]. Cette composante non anticipée de la politique monétaire n'a cependant pas été le facteur le plus déterminant des fluctuations dans le taux de chômage canadien.

V. CONCLUSION

Cet article a porté sur la question des fluctuations du taux de chômage et, en particulier, sur l'importance des chocs sectoriels pour expliquer ces fluctuations. Au niveau théorique, on a constaté qu'il est possible de construire des modèles d'équilibre général ayant comme résultante un taux de chômage naturel positif et variable dans le temps. Ce résultat peut s'obtenir en posant les deux conditions suivantes: 1) l'existence de chocs sectoriels et 2) la présence de coûts associés à la mobilité des travailleurs entre secteurs de production. Au niveau empirique, on a constaté que les résultats sont partagés jusqu'ici et que la question

11. La valeur moyenne de σ^p est d'environ 0,024 tandis que la valeur moyenne de σ^r est de 0,021.

12. La moyenne des valeurs absolues de *DMR* pour notre échantillon est d'environ 0,023. Le taux de chômage moyen est de 6,6 pourcent.

est donc loin d'être tranchée définitivement. Finalement, les résultats d'une étude empirique cherchant à évaluer l'importance des chocs sectoriels au Canada ont été présentés. Ces résultats tendent à favoriser l'approche du cycle réel.

APPENDICE A

LES DONNÉES

CB = Compte courant de la balance des paiements divisé par le dégonfleur du *PNB*.
Source : CANSIM D50055 et D40672

FD = Dépenses gouvernementales fédérales (en dollars constants) exprimées en déviation par rapport à la « normale ». Voir Barro (1977) pour la méthodologie.
Source : CANSIM D40648 et D40650

M1 = Numéraire hors banques et dépôts bancaires à vue. DM est le taux de croissance de M1.
Source : CANSIM B2013 et Revue de la Banque du Canada

$N_{i,t}$, N = Nombre de personnes employées par industrie et par secteur, N représente le total.
Source : CANSIM D240001 à D240008, D240011, D240014 à D24017 (jusqu'à 1975) et D240651 à 240663

POIL = Indice synthétique des prix : raffineries pétrolières
Source : D544001

U = Taux de chômage, les deux sexes, 15 ans et plus
Source : D762898 et D767863

BIBLIOGRAPHIE

ABRAHAM, K.G. et L.F. KATZ (1984) « Cyclical Unemployment : Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances. » *NBER Working Paper* 1410. Version revisée publiée dans le *Journal of Political Economy*, juin 1986.

BARRO, R.J. (1977) « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. » *American Economic Review* 67, 101-115.

BARRO, R.J. (1981) « Intertemporal Substitution and the Business Cycle. » *Rochester Conference Series on Public Policy* 14, 237-268.

CHARETTE, M.F. et B. KAUFMANN (1987) « Short-Run Variation in the Natural Rate of Unemployment. » *Journal of Macroeconomics* 9, 417-427.

FORTIN, P. (1986) « How « natural » is Canada's high Unemployment Rate ? » Cahier 8615 Université Laval et *European Economic Review*, vol. 33, janvier 1989, 89-110.

KALISKI, S.F. (1987) « Presidential Address : Accounting for Unemployment — A Labour Market Perspective. » *Canadian Journal of Economics* XX, 665-693.

LANDON, S. (1987) « Unanticipated Policy Shocks, Regime Changes and Unemployment in Canada, 1967-83. » *Applied Economics*, Vol 19, No 8, 1065-1081.

LILIEN, D.M. (1982a) « Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment. » *Journal of Political Economy* 90, 777-793.

LILIEN, D.M. (1982b) « A Sectoral Model of the Business Cycle. » *MRG Working Paper* #8231.

LOUNGANI, P. (1986) « Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis. » *The Review of Economics and Statistics*, 536-539.

LUCAS, R.E. (1973) « Some International Evidence on the Output-Inflation Tradeoffs. » *American Economic Review* 63, 326-334.

LUCAS, R.E. and E.C. PRESCOTT (1974) « Equilibrium Search and Unemployment. » *Journal of Economic Theory* 7, 188-209.

MCCALLUM, J. (1987) « Unemployment in Canada and the United States. » *Canadian Journal of Economics* XX, No 4, 802-822.

MISHKIN, F.S. (1983) *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics*, The University of Chicago Press, Chicago and London.

MUTH, J. (1961) « Rational Expectations and the Theory of Price Movements. » *Econometrica* 29, 315-335.

NEELIN, J. (1987) « Sectoral Shifts and Canadian Unemployment. » *Review of Economics and Statistics*, November, 718-723.

ROGERSON, R. (1987) « An Equilibrium Model of Sectoral Reallocation. » *Journal of Political Economy* 95, 824-834.

SAMSON, L. (1985) « A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada. » *Canadian Journal of Economics* XVIII, 518-530.

SAMSON, L. (1987) « Sectoral Shifts and Aggregate Unemployment : Additional Empirical Evidence. » Cahier 8719D UQAM. Communication présentée au Congrès de l'Association canadienne d'économique, Hamilton, juin 1987.