

La reprise sans emploi : qu'en est-il?

par

Philippe Massé

30 octobre 1995

SP-208-02-01F

R-95-9F

Résumé

Des inquiétudes ont été soulevées au sujet de la faiblesse de la croissance de l'emploi suivant la récession de 1990-91, entraînant ainsi plusieurs observateurs à qualifier cette période de «reprise sans emploi». Ce document de recherche examine cette question à la lumière des derniers développements sur le plan de l'emploi et de la production et vérifie, au moyen d'estimations économétriques et de simulations d'équations d'emploi, si la faiblesse de la croissance de l'emploi au cours de la période 1991-95, peut être expliquée par la faible croissance économique, l'évolution des coûts salariaux, la restructuration industrielle, et l'évolution du coût réel du capital. Nos résultats suggèrent que la croissance des salaires réels, bien qu'ayant contribué à la faiblesse de la croissance de l'emploi au cours de la dernière reprise, n'a pas été le facteur dominant pour l'expliquer. Les résultats indiquent plutôt que la relation historique entre la production et l'emploi ne semble pas avoir changé lors de la dernière récession. La faiblesse de la croissance de l'emploi est surtout attribuable à la faiblesse de la reprise de la production plutôt qu'à une diminution de la capacité de l'économie à générer des emplois.

Remerciements

L'auteur désire remercier Louis Grignon, Doug Hostland, Richard Roy et Richard Archambault pour leurs commentaires et suggestions lors de l'élaboration du présent travail. Toute erreur ou omission, cependant, demeure la responsabilité de l'auteur.

I. Introduction et aperçu de l'étude

À la fin de 1993 et au début de 1994, des inquiétudes ont été soulevées au sujet de la faiblesse de la croissance de l'emploi qui caractérisait la reprise économique suivant la récession de 1990-91. En particulier on s'inquiétait du fait que la croissance de l'emploi avait été anormalement faible étant donné la croissance de la production. Cette reprise a conséquemment été qualifiée de "reprise sans emploi". Bien que 1994 a été une année où la croissance de l'emploi a été vigoureuse, la stagnation de la croissance de l'emploi pendant la première moitié de 1995 a de nouveau soulevé ces inquiétudes.

Étant donné la persistance du chômage à un niveau élevé, cette question a soulevé beaucoup d'intérêt. Toutefois, en dépit de cet intérêt, peu de travail rigoureux a été consacré à vérifier si la reprise actuelle est véritablement anormale sur le plan de la création d'emploi, ou si la faible croissance de l'emploi est simplement le résultat de la timidité et de la lenteur avec laquelle la reprise s'est annoncée¹.

Cette étude examine cet aspect de la reprise de façon rigoureuse au moyen d'estimations économétriques et de simulations d'équations d'emploi. Différentes équations d'emploi sont estimées sur la période 1966-89. Par la suite, des simulations hors-échantillon sont conduites pour vérifier si l'évolution de l'emploi global au cours de la récession de 1990-91 et de la reprise subséquente peut-être expliquée par la faible croissance économique, l'évolution des coûts salariaux, la restructuration industrielle, et l'évolution du coût réel du capital.

Les résultats suggèrent que l'augmentation des salaires réels sur la période 1991-95 peut expliquer une partie de la faiblesse de la croissance de l'emploi. Ces estimations suggèrent également que la relation historique entre le PIB et l'emploi ne semble pas avoir changée lors de la dernière récession. La faiblesse de la croissance de l'emploi est surtout attribuable à la faiblesse de la reprise de la production plutôt qu'à une diminution de la capacité de l'économie à générer des emplois.

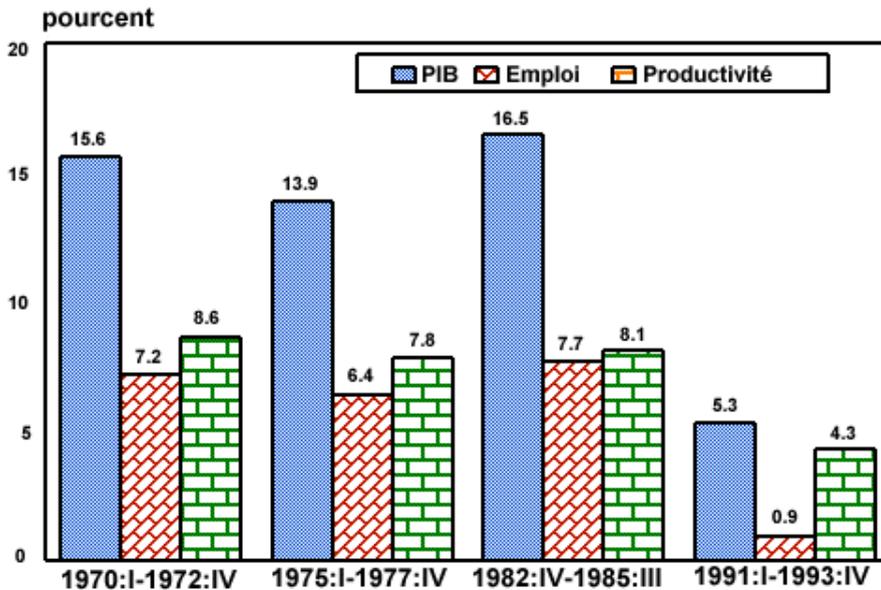
- ¹La seule exception que nous connaissons étant Cozier et Mang (1994) qui ont également étudié cette question à l'aide d'estimations économétriques, mais avec une méthodologie différente. Cependant, d'autres travaux ont également touché à cette question de façon plus indirecte. En particulier, voir Prasad (1993), Sweeting (1994) et Parker (1995).

II. Que voulons-nous dire par "reprise sans emploi"?

L'expression "reprise sans emploi" ne signifie **pas** qu'aucun emploi n'a été créé ou ne sera créé durant la reprise. Elle signifie plutôt que la croissance de l'emploi aurait été anormalement faible au cours de la reprise, étant donné la croissance de la production.

À la fin de 1993, l'ampleur du phénomène de reprise sans emploi semblait assez frappante lorsqu'on compare la reprise de 1991-1993 avec les reprises précédentes, tel qu'illustré au graphique 1. Ce graphique compare la croissance de la production, de l'emploi et de la productivité depuis le creux de la récession 1990-91 à celle des reprises antérieures.

Graphique 1 : Croissance de l'emploi, du PIB et de la productivité lors de la reprise Croissance, 11 trimestres après le creux du cycle



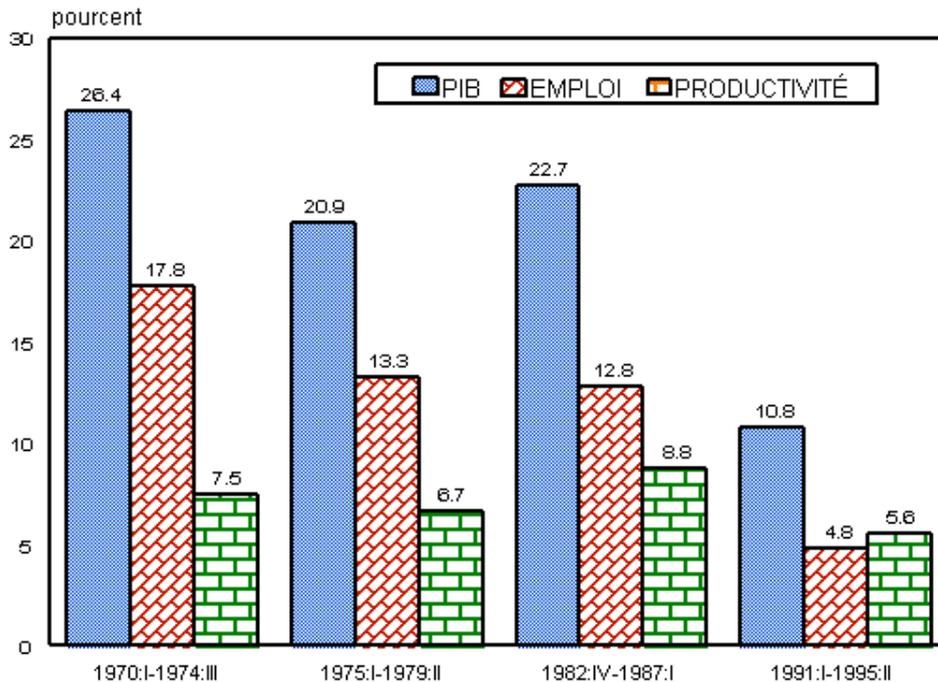
La croissance du PIB au cours des onze trimestres de la reprise 1991-93 a été beaucoup plus faible que lors des onze premiers trimestres des reprises précédentes. De plus, on remarque que le rapport entre la croissance de l'emploi et la croissance du PIB a également été beaucoup plus faible qu'il ne l'a été au cours des reprises antérieures. Lors des reprises précédentes, une augmentation du PIB de 1 pour-cent entraînait, en moyenne, une augmentation de l'emploi d'environ 0.5 pour-cent. Par opposition, au cours de la reprise 1991-93 l'emploi n'a augmenté, en moyenne, que 0.17 pour-cent par augmentation de 1 pour-cent du PIB.

Les développements sur le plan de la croissance de l'emploi et de la production au cours de 1994 semblent indiquer que le phénomène de reprise sans emploi caractérise moins l'évolution du marché du travail. En effet, 1994 a été une année où la croissance de l'emploi a été vigoureuse. La croissance du PIB et de l'emploi a été robuste, augmentant respectivement de 5.4 et 2.8 pour-cent depuis l'année précédente. La croissance de l'emploi en 1994 a donc été plus forte que celle de la productivité, qui a crû au rythme de 2.5 pour-cent.

Il faut noter toutefois que la croissance de l'emploi a été plutôt stagnante lors du premier trimestre de 1995, n'augmentant que de 0.1 pour-cent². Cependant, les données sur la production nationale pour les deux premiers trimestres de 1995 indiquent que le taux de croissance de l'économie canadienne a ralenti considérablement en première moitié d'année, n'augmentant que de 0.2 pour-cent au premier trimestre et diminuant de 0.3 pour-cent au deuxième. Ces chiffres se comparent à l'augmentation de la production de 1.1 pour-cent enregistré au dernier trimestre de 1994.

Le graphique 2 montre la croissance de l'emploi, du PIB et de la productivité jusqu'au deuxième trimestre de 1995. Lorsqu'on considère les 17 trimestres suivant le creux de la récession, une augmentation du PIB de 1 pour-cent a mené à une augmentation de l'emploi en moyenne, de 0.4 pour-cent lors de la période 1991:1-1995:2. Cette augmentation est encore un peu inférieure à l'augmentation de 0.6 pour-cent observée lors des reprises précédentes.

Graphique 2 : Croissance de l'emploi, du PIB et de la productivité lors de la reprise Croissance, 17 trimestres après le creux du cycle



Bien que les développements récents sur le marché du travail indiquent de façon générale une reprise de la relation normale entre l'emploi et du PIB, celle-ci demeure fragile. De plus, les faits stylisés ne nous permettent pas d'expliquer pourquoi il semble y avoir eu un découplage de cette relation en début de reprise. La section suivante tentera d'approfondir l'analyse de l'évolution de l'emploi au cours de la reprise de 1991-95 au moyen d'analyses de régression et de simulation.

- ²L'emploi est passé de 13,494,000 à 13,504,000 entre janvier et juin 1995.

III. La reprise 1991-95 : Éléments de réponse économétrique

L'analyse ci-dessous examine l'évolution de l'emploi de façon rigoureuse au moyen d'estimations économétriques et de simulations d'équations d'emploi. Différentes équations d'emploi sont estimées sur la période 1966-89. Par la suite, des simulations hors-échantillon sont conduites pour vérifier si l'évolution de l'emploi global au cours de la récession de 1990-91 et de la reprise subséquente peut-être expliquée par la faible croissance économique, l'évolution des coûts salariaux, la restructuration industrielle, et l'évolution du coût réel du capital.

Les résultats indiquent qu'une partie de la faiblesse de la croissance de l'emploi au cours de la reprise actuelle est attribuable à l'évolution défavorable des coûts de main-d'oeuvre pour les entreprises. De plus, il semble que les efforts de restructuration industrielle et la diminution du coût réel du capital n'ont pas eu d'impact négatif sur la croissance de l'emploi. Enfin, les résultats suggèrent que la faiblesse de la reprise de la production a été la cause principale de la faiblesse de la croissance de l'emploi.

A. Explications possibles de la faiblesse de la reprise de l'emploi au cours de la période 1991-95

a) Restructuration industrielle

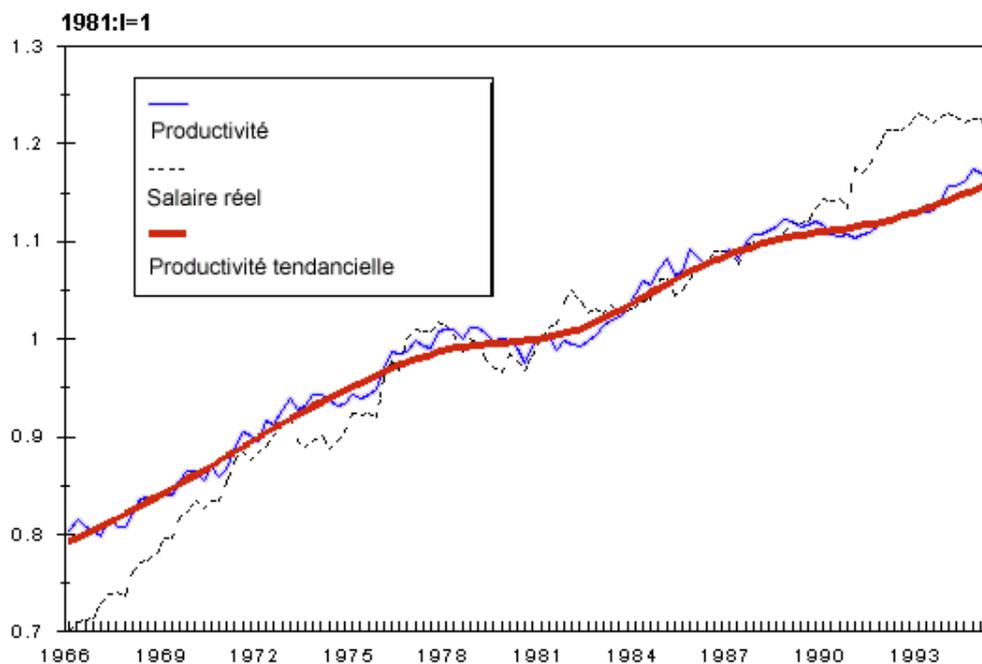
La restructuration que subit l'économie canadienne est l'une des causes possibles de la faiblesse de la reprise de l'emploi. Des modifications à la structure de l'économie résultant de la globalisation des marchés et du changement technologique peuvent mener à une redistribution sectorielle de la production résultant de la création et de la destruction d'entreprises et d'industries (Prasad, 1993). ³ Cette redistribution sectorielle de la production mène généralement à une redistribution sectorielle de l'emploi importante à laquelle les travailleurs doivent s'ajuster. Il est possible que la récession récente ait contribué à accélérer cette redistribution et par conséquent la quantité d'ajustement nécessaire de la part des travailleurs, et que la faiblesse de la croissance de l'emploi lors de la reprise subséquente en soit une conséquence.

b) Salaires réels trop élevés

Une deuxième explication plausible de la faiblesse de la reprise de l'emploi est l'augmentation des salaires réels par rapport à l'augmentation de la productivité. Entre le premier trimestre de 1991 et le quatrième trimestre de 1993, les salaires réels

ont augmenté de 3.8 pour-cent en termes réels, ⁴ une augmentation d'environ 1.5 points de pourcentage supérieur à la croissance de la productivité tendancielle au cours de cette même période (graphique 3). ⁵ L'un des facteurs qui a contribué à l'augmentation des salaires réels est l'augmentation du niveau des taxes sur la masse salariale imposés aux employeurs; en particulier les fortes augmentations des contributions des employeurs aux régimes d'assurance chômage. ⁶

Graphique 3 : Salaires réels et productivité du travail



c) Changement technologique et substitution de la main-d'oeuvre

Une autre explication possible de la faiblesse de la croissance de l'emploi est le changement technologique. On peut penser, d'une part, que le progrès technologique se soit accéléré au cours des années récentes reflétant les progrès rapides enregistrés dans le domaine de l'informatique, de l'électronique, et des technologies de l'information. On peut aussi penser que la récession de 1990-91 a poussé les entreprises à mieux exploiter les nouvelles technologies leur permettant ainsi de maintenir ou d'augmenter leur production sans nécessairement recourir à plus de ressources humaines ou encore en substituant des travailleurs par des nouvelles technologies.

Dans une étude récente, Parker (1995) a examiné l'évolution des investissements réels des entreprises lors des deux dernières récessions. Son analyse montre que les investissements des entreprises en machines et matériel étaient demeurés relativement forts durant la dernière récession alors qu'ils avaient chuté considérablement lors de la récession du début des années 80. La stabilité des achats de machines et matériel lors de la reprise de 1990-91 serait attribuable à la forte croissance des achats d'ordinateurs et de technologie à base d'ordinateurs. Alors que la proportion des dépenses des entreprises sur les ordinateurs était d'environ 3 pour-cent des dépenses en machines et matériel en 1981, celle-ci augmenta rapidement pour atteindre 37 pour-cent en 1994 (Parker, 1995).

L'augmentation des achats d'ordinateurs entre 1981 et 1994 reflète l'évolution à la baisse de leur prix relatif aux prix des autres investissements. En effet, l'évolution du prix relatif des ordinateurs semble être la source principale de la diminution du coût réel du capital durant les dernières années (Parker, 1995). Selon une estimation du coût réel du capital (pour les investissements en équipement) faite par le Ministère des finances, le coût réel du capital aurait diminué d'environ 23.0 pour-cent entre le début de la reprise au premier trimestre de 1991 et le dernier trimestre de 1993.

- ³ Une autre définition de restructuration se concentre sur le comportement des entreprises dans certaines industries qui tenteraient d'augmenter leur productivité en adoptant des stratégies telles l'intégration verticale ou horizontale, l'utilisation de nouveaux procédés de fabrication ou de nouvelles techniques de gestion (Prasad, 1993). Ce travail ne considère pas cette définition car nous nous intéressons principalement à l'évolution de l'emploi et de la production à un niveau plus agrégé.
- ⁴ Ici, le salaire réel correspond au salaire réel du point de vue du producteur et comprend les traitements et salaires et les contributions des employeurs aux programmes sociaux. L'indice de prix utilisé pour transformer les salaires en termes réels est le dégonfleur du PIB au coût des facteurs.
- ⁵ La productivité tendancielle a été calculée avec le filtre Hodrick- Prescott.
- ⁶ Les contributions des employeurs aux programmes sociaux ont augmenté d'environ 22.0% entre le premier trimestre de 1991 et le troisième trimestre de 1993. Cette augmentation est surtout attribuable à une augmentation de

42.0% des contributions des employeurs au régime d'assurance chômage. Les contributions aux régimes de pensions du Canada et du Québec et au régime d'indemnisation des accidents de travail ont, pour leur part, augmenté de 12.0% et 21.0% respectivement (Cozier et Mang, 1994).

B. Estimations économétriques et simulations dynamiques

a) Une équation d'emploi

Dans cette section, nous tentons de quantifier l'impact de la restructuration industrielle, de l'augmentation des salaires réels et la diminution du coût réel du capital sur l'évolution de l'emploi pendant la reprise de 1991-93. Pour ce faire, nous proposons d'estimer une équation d'emploi où le niveau d'emploi dépend de l'emploi retardé, du PIB réel, des salaires réels, de la restructuration et du coût réel du capital sur la période 1970:1-1989:2. Par la suite, nous effectuons une simulation dynamique hors-échantillon à travers la récession et la reprise subséquente (i.e. 1990:1-1995:2) afin de déterminer dans quelle mesure notre équation peut expliquer la faiblesse de la reprise de l'emploi. Cette équation d'emploi est de la forme suivante :

$$E_t = F(E_{t-1}, Y_{t,i}, W_{t,j}, \sigma_t, r_{kt}) \quad [1]$$

où E et y sont respectivement le niveau d'emploi et du PIB réel, w est le taux horaire de la rémunération du travail en dollars constants et r_k est le coût réel du capital en machines et équipement. Finalement, la variable de restructuration σ , est un indice de la dispersion industrielle de l'emploi.

La variable utilisée pour les salaires réels (w) est un taux horaire qui reflète le coût total du travail⁷; c'est-à-dire les traitements et salaires et le revenu supplémentaire du travail⁸. D'autre part, la variable du coût réel du capital est basée sur les estimations du Ministère des finances. On s'attend a priori qu'une diminution du coût réel du capital entraîne, pour un niveau de production constant, une diminution de la demande de travail et par conséquent, un coefficient estimé positif. Finalement, un indice de la dispersion de la demande d'emploi sectoriel σ , est utilisé pour simuler l'effet de restructuration de l'économie en réponse aux changements sectoriels de la demande. Cet indice est calculé, d'après Samson (1985), en prenant une somme pondérée de l'écart entre le taux de croissance de l'emploi sectoriel et le taux de croissance de l'emploi global :

$$\sigma_t = [\sum_i (e_{it}/E_t)(\Delta \log e_{it} - \Delta \log E_t)^2]^{1/2} \quad [2]$$

où e_{it} =emploi dans l'industrie i; E_t =emploi global; n=le nombre de secteurs⁹. Plus cet indice est grand, plus la restructuration sectorielle de l'économie est prononcée et par conséquent, plus on s'attend à ce que l'impact négatif sur le niveau d'emploi soit grand¹⁰.

Des tests de stationnarité ont été effectués sur chaque série.¹¹ Dans tous les cas, les statistiques Dickey-Fuller augmentées indiquent que celles-ci sont non-stationnaires. Nous avons ensuite effectué des tests de cointégration afin de déterminer s'il existe une relation à long terme entre ces variables qui serait stationnaire. Les résultats du tests de cointégration de Johansen indique qu'il pourrait exister jusqu'à 3 relations de cointégration. Cependant, notre habilité à identifier des restrictions à imposer sur les paramètres du vecteur de cointégration est sévèrement contrainte par le fait qu'il n'existe pas de cadre théorique pour expliquer quelle relation à long-terme entre ces variables devrait exister a priori. De plus, la fiabilité des tests de cointégration est affaibli par le nombre limité d'observations. Par conséquent, nous estimons l'équation en taux de croissance trimestriels afin que toutes les séries soient stationnaires.¹²

$$\Delta \ln E_t = \alpha + \beta \Delta \ln E_{t-1} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta \ln Y_{t,i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta \ln W_{t,i} + \phi \Delta \ln \sigma_t + \xi \Delta \ln r_{kt} + \epsilon_t; \quad m, n=12 \quad [3]$$

b) Résultats des estimations de l'équation d'emploi

Les résultats de l'estimation de la version finale de l'équation d'emploi sur la période 1970-1989 sont présentés ci-dessous. Les variables retardées supplémentaires contenues dans l'équation originale (équation [3]) n'ont pas été retenues car les coefficients ne se sont pas généralement avérés significativement différents de zéro. Les statistiques t apparaissent entre parenthèses.

$$\begin{aligned} \Delta \ln E_t = & 0.001 + 0.011 \Delta \ln E_{t-1} + 0.347 \Delta \ln y_t + 0.295 \Delta \ln y_{t-1} + 0.083 \Delta \ln y_{t-6} \\ & (0.69) \quad (0.14) \quad (5.68) \quad (4.56) \quad (1.99) \\ & - 0.268 \Delta \ln w_t - 0.138 \Delta \ln w_{t-4} - 0.001 \Delta \ln \sigma_t - 0.005 \Delta \ln r_{kt} \\ & (5.63) \quad (3.09) \quad (0.83) \quad (0.47) \end{aligned} \quad [4]$$

R² aj. = .654 D-H = -0.63

L'estimation de la fonction de demande d'emploi présente des résultats assez robustes. Cette équation arrive à expliquer environ 65 pour-cent de la variation de la croissance de l'emploi entre 1970 et 1989 tel que mesuré par la statistique R² ajusté, ce qui est respectable étant donné que la relation est spécifiée en termes de taux de croissance trimestriels. Selon la statistique Durbin-H, l'estimation ne souffre pas d'un problème d'autocorrélation de premier ordre. De plus, tous les coefficients estimés de la régression sont du signe attendu sauf celui du coût réel du capital. Des trois variables explicatives que nous étudions (à part l'emploi retardé et le PIB), seul le coefficient de la variable des salaires réels est significativement différent de zéro du point de vue statistique au niveau de confiance habituel de 5 pour-cent.

Selon cette estimation, il semble que les variations sectorielles de l'emploi n'ont pas eu d'effet significatif sur l'évolution de l'emploi global durant la période d'estimation. Il est possible que notre mesure n'ait pas adéquatement capturé ces effets. Finalement, nos résultats indiquent que l'évolution du coût réel du capital n'a pas eu d'effet défavorable significatif sur la croissance de l'emploi pendant la période d'estimation.

Par conséquent, nous avons ré-estimé l'équation sans inclure la variable de restructuration et du coût réel du capital. Les résultats de cette estimation sur la période 1966:1-1989:4 sont présentés ci-dessous :

$$\begin{aligned} \Delta \ln E_t = & 0.001 + 0.037 \Delta \ln E_{t-1} + 0.329 \Delta \ln y_t + 0.296 \Delta \ln y_{t-1} - 0.102 \Delta \ln y_{t-6} \quad [5] \\ & (0.71) \quad (0.51) \quad (6.59) \quad (5.68) \quad (2.06) \\ & - 0.275 \Delta \ln w_t - 0.126 \Delta \ln w_{t-4} \\ & (6.26) \quad (2.91) \end{aligned}$$

R² aj. = .636 D-H = -0.27

Cette équation arrive à expliquer environ 64 pour-cent de la variation de l'emploi entre 1966 et 1989. Tous les coefficients estimés sont du signe attendu et sont significativement différents de zéro au niveau de confiance de 5 pour-cent. Les tests diagnostiques de cette régression sont présentés ci-dessous :

Tableau 1: Tests diagnostiques de la régression
[niveaux de confiance (valeurs p) entre parenthèses]

LM (1 à 4)	0.05 (0.69)	0.19 (0.49)	0.89 (0.28)	1.64 (0.47)
ARCH (1 à 4)	0.15 (0.18)	0.13 (0.23)	0.06 (0.39)	0.01 (0.91)
White	13.05 (0.37)			
Jarque-Bera	1.21 (0.55)			
skewness	-0.07			
kurtosis	2.46			

Les statistiques LM testent pour la présence d'autocorrélation d'ordre 1 à 4. Ces statistiques indiquent que l'autocorrélation n'est pas un problème dans notre équation. De plus, le test Jarque-Bera nous permet de rejeter l'hypothèse de non-normalité des erreurs. Les statistiques ARCH sont utilisées pour détecter des effets d'hétéroscédasticité conditionnelle de forme autorégressive des erreurs d'ordre 1 à 4 (autoregressive conditional heteroskedasticity). Selon ce test, il semble que des effets ARCH pourraient être présents. De plus, le test de White ne nous permet pas de ne pas rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs à un niveau de confiance très élevé. Par conséquent, les statistiques t présentées ci-dessus ont été corrigées afin de tenir compte du problème d'hétéroscédasticité, nous permettant ainsi d'obtenir des écarts-types qui soient consistants.¹⁴

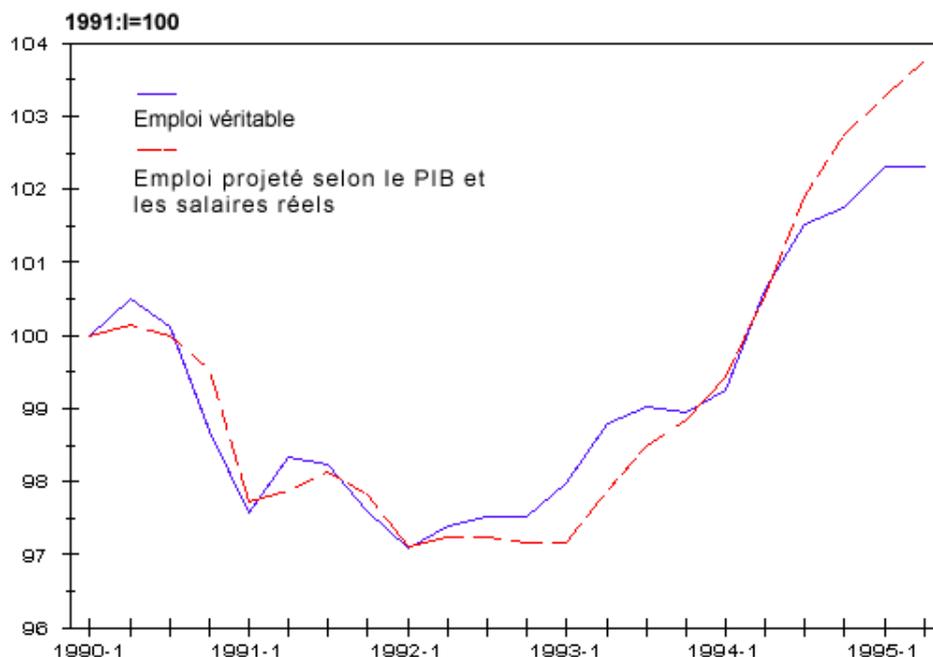
Il est important de noter que l'inclusion des salaires comme variable explicative pourrait introduire un biais de simultanéité dans l'estimation car il est probable que les salaires réels ne sont pas entièrement déterminés de façon exogène. Cependant, il n'est pas clair comment ce problème peut être facilement contourné. Cette question pourrait faire l'objet de recherches futures. De plus, les résultats pourraient être sensibles à la spécification de l'équation car Cozier et Mang (1994) obtiennent des résultats un peu différents avec une autre spécification.

c) Simulation dynamique de l'équation d'emploi

Afin de déterminer dans quelle mesure notre équation peut expliquer la faiblesse de la croissance de l'emploi, nous avons

effectué une simulation dynamique hors-échantillon sur la période 1990:I-1995:II de l'équation d'emploi sans inclure l'effet de restructuration et du coût réel du capital (nous avons omis la variable de restructuration (σ) et la variable du coût réel du capital car leurs coefficients estimés ne sont pas significativement différents de zéro). Cette simulation est présentée au graphique 4.

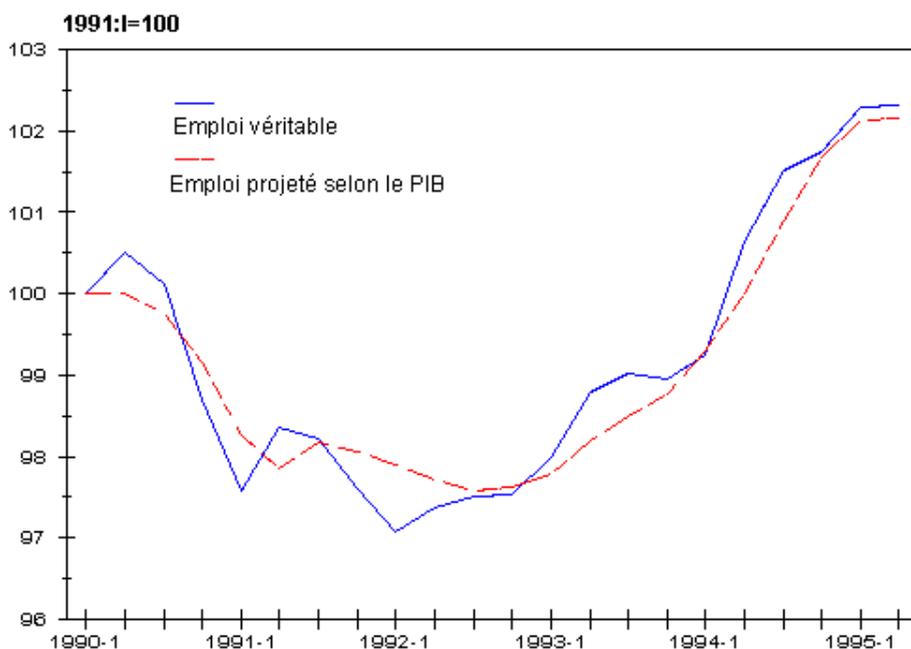
Graphique 4 : Emploi véritable et emploi projeté selon le PIB et les salaires réels



Bien que l'équation sous-estime le niveau d'emploi entre 1992:3 et 1993:3 et surestime le niveau d'emploi après le deuxième trimestre de 1994, l'évolution de l'emploi lors de la reprise est généralement bien prédit. En effet, l'équation prédit bien le creux de l'emploi au deuxième trimestre de 1992 et le niveau d'emploi prédit au quatrième trimestre de 1993 est très près du niveau véritable. Il semble donc que l'évolution du PIB et des coûts réels de main d'oeuvre peuvent expliquer l'évolution de l'emploi lors de la récession récente et de la reprise subséquente.

Nous voulons évaluer l'importance relative de l'évolution des salaires réels et du PIB sur l'évolution de l'emploi. Pour ce faire, nous avons estimé la relation entre l'emploi et le PIB sans inclure les salaires réels sur la période 1966:1-1989:4 et ensuite effectué une simulation dynamique de la régression à travers la récession et la reprise subséquente¹⁵. Les résultats de cette simulation sont présentés au graphique 5.

Graphique 5 : Emploi véritable et emploi projeté selon le PIB



Bien que l'équation n'arrive pas à prédire le creux dans le niveau d'emploi au deuxième trimestre de 1992, il prédit assez bien l'évolution de l'emploi après 1994. En particulier, l'équation prédit bien la stagnation de l'emploi depuis le début de 1995.

Une comparaison des deux simulations dynamiques ci-dessus suggèrent que la relation historique entre le PIB et l'emploi ne semble avoir changée lors de la récession récente.¹⁶ Il semble que l'évolution du PIB peut à lui seul expliquer presque la totalité de l'évolution de l'emploi. En effet, selon des tests de performance de prévisions, l'équation basée uniquement sur le PIB prédit mieux, en moyenne, l'évolution de l'emploi sur la période 1990:1-1995:2.¹⁷

Pour leur part, les coûts réels de main d'oeuvre ne semblent pouvoir expliquer que les mouvements mineurs du niveau d'emploi tels le déclin de l'emploi entre 1991:3 et 1992:3. C'est en effet pendant cette période que la croissance des coûts réels de main d'oeuvre a été la plus forte. De plus, le fait que les coûts réels de main d'oeuvre ont commencé à diminuer en 1994 pourrait également expliquer le fait que le niveau d'emploi prédit par l'équation original surestime le niveau d'emploi après 1994 (graphique 4 ci-dessus). Ceci suggère que la baisse des salaires réels pourrait avoir un impact favorable sur l'emploi dans l'avenir, mais pour une raison ou une autre, cet effet ne se serait pas encore matérialisé.

- ⁷Le taux horaire est calculé selon la formule suivante: $w = W/H * 1/P$, où W est la rémunération totale trimestrielle par employé, H sont les heures totales rémunérées par employé, et P est l'indice de prix du PIB au coût des facteurs.
- ⁸Celui-ci inclue les contributions des employeurs au régime d'assurance chômage, aux régimes de pensions du Canada et du Québec ainsi qu'aux régimes de pensions privés, aux régimes d'indemnisations des accidents de travail et aux régimes d'assurance santé.
- ⁹Nous avons utilisé le taux de croissance de l'emploi de 9 secteurs de l'économie pour calculer cette variable : agriculture; autres industries primaires; industries manufacturières; industries de la construction; transport, communication et autres services publics; commerce de détail et de gros; finances, assurances et affaires immobilières; services socio-culturels, commerciales et personnelles; et administration publique.
- ¹⁰Il est important de noter que cette mesure a été critiquée dans la littérature par rapport au fait qu'elle ne permet pas de distinguer entre des chocs sectoriels et des chocs au niveau agrégé qui ont un effet asymétrique sur les différents secteurs. Voir Prasad (1993).
- ¹¹Les test de stationnarité ont été effectuées sur la période: 1966:1-1995:2 pour les variables d'emploi, du PIB et des coûts réels de main d'oeuvre; 1970:1-1995:2 pour l'indice de dispersion de l'emploi sectoriel; 1970:1-1993:4 pour le coût réel du capital.
- ¹²Nous avons testé la stationnarité de la première différence du logarithme naturel de chaque série. Dans tous les cas, la statistique Dickey-Fuller modifiée nous permet de rejeter l'hypothèse que la première différence du logarithme naturel des variables est non stationnaire au niveau de confiance de 1%.
- [Les tests diagnostiques de cette r](#)Les statistiques t présentées ci-dessus ont été corrigées afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité. Voir la discussion portant sur les test diagnostiques de la régression.
- ¹⁴Nous avons utilisé la méthode de White.
- ¹⁵Les résultats de cette régression sont:

$$\Delta \ln E_t = -0.001 + 0.041 \Delta \ln E_{t-1} + 0.210 \Delta \ln y_t + 0.382 \Delta \ln y_{t-1} + 0.125 \Delta \ln y_{t-2} \quad [6]$$

(0.98) (0.47) (3.18) (5.29) (2.01)

$$R^2_{aj} = 0.38$$

$$D.H. = -.05$$

- ¹⁶Un test de Chow a été effectué pour vérifier si stabilité des coefficients sur la période d'estimation et de simulation. Ce test ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse que les coefficients sont les mêmes sur la période d'estimation et de simulation.
- ¹⁷Trois indicateurs de performance ont été évalués : la racine de l'erreur quadratique, l'erreur moyenne absolue et le coefficient d'inégalité de Thiel. Dans tous les cas, ces indicateurs indiquent que l'équation qui inclue les salaires réels (équation [5]) a un pouvoir de prévision inférieur à celle qui ne les inclus pas (équation [6]).

IV Conclusion

L'analyse ci-dessus a identifié et évalué au moyen de méthodes d'estimations économétriques et de simulations d'équations de demande d'emploi, un nombre d'explications possibles de la faiblesse de la croissance de l'emploi lors de la reprise de 1991-93. Parmi celles-ci, nous avons examiné la possibilité que la faiblesse de la reprise de l'emploi soit due à l'évolution défavorable des salaires réels, à la restructuration industrielle, à l'évolution du coût réel du capital et à la faiblesse de la reprise de la production.

Les résultats obtenus selon notre équation d'emploi suggèrent que la croissance des salaires réels, bien qu'ayant contribué à

la faiblesse de la croissance de l'emploi au cours de la dernière reprise, n'a pas été le facteur dominant pour l'expliquer. Étant donné la fragilité de la reprise, il est possible que les employeurs ont été réticents à embaucher des nouveaux travailleurs et ont préféré recourir à des heures supplémentaires en attendant que la situation économique se stabilise. L'augmentation des taxes sur la masse salariale imposée aux employeurs et donc des coûts d'embauche, a pu contribuer à accentuer cette pratique en début de reprise.

De plus, la restructuration industrielle telle que nous l'avons mesurée, ne semble pas avoir eu d'effet important sur l'évolution de l'emploi global durant la période d'estimation. Les résultats indiquent également que la réduction graduelle du coût réel du capital depuis 1990 n'a pas mené à une substitution inhabituelle du capital pour la main-d'oeuvre.

En fait, nos résultats indiquent que la relation historique entre le PIB et l'emploi ne semble pas avoir changée lors de la dernière récession. La faiblesse de la croissance de l'emploi est surtout attribuable à la faiblesse de la reprise de la production plutôt qu'à une diminution de la capacité de l'économie à générer des emplois.

Or, on a pu constater en 1994, une augmentation prononcée de l'activité économique accompagnée de gains encourageants au niveau de l'emploi. Cependant, la croissance de l'emploi a été plutôt stagnante depuis ce temps, mais surtout car l'économie canadienne a ralenti considérablement depuis le début de 1995 et non à cause d'un nouveau phénomène de reprise sans emploi.

Bibliographie

Cozier B. et K. Mang (1994) "**Explaining the Jobless Recovery**", Direction des études économiques et d'analyse des politiques, Ministère des finances, mimeo.

Morissette, R., et D. Sunter (1994) "**What is Happening to Weekly Hours Worked in Canada?**", Division des analyses des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada.

Parker, R. (1995) "Quelques aspects de la restructuration économique au Canada de 1989 à 1994", **Revue de la Banque du Canada**, été 1995, pp. 23-34.

Prasad, E (1993) "Labour Market Aspects of Industrial Restructuring in Canada", **Canadian Business Economics**, Fall 1993, pp. 28-35.

Samson, L. (1985) "A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada", **Revue canadienne d'économique**, XVIII (3), pp. 518-530.

Sweeting, R. (1994) "Jobless recovery?", **Monthly Economic Review**, vol XIII, no.4, pp. 1-3.

Première édition sur Internet 1996