

# Le chômage d'équilibre

## Réalité ou artefact statistique ?

---

Marc Lavoie\*

### INTRODUCTION

Dans un article récent, Cotis, Méary et Sobczak [1998], que nous dénoterons désormais du sigle CMS, présentent, sous un jour particulièrement éclairant, une nouvelle version du modèle de Layard, Nickell et Jackman [1991]. Ils concluent en affirmant que leur modélisation permet d'expliquer l'évolution du taux de chômage dit d'équilibre. Ce taux, en France, au cours des vingt dernières années, serait passé de 4 à 11 %, 60 % de cet accroissement étant attribués aux hausses du taux d'intérêt réel, tandis que le reste proviendrait des hausses du taux de prélèvement fiscal défini de façon large (le coin salarial). Ces résultats apparaissent comme particulièrement séduisants, car l'évolution du taux de chômage d'équilibre semble correspondre à l'évolution du chômage observé, comme le montre bien d'ailleurs le graphique 2 de CMS. D'autre part, de plus en plus d'études sur le taux de chômage d'équilibre ou le NAIRU font ressortir le rôle des taux de taxation, ce qui n'est pas le cas des autres variables traditionnelles, comme les taux de syndicalisation ou les diverses mesures d'indemnités chômage ou de générosité des programmes sociaux.

Quant aux taux d'intérêt réels élevés, leur effet nuisible sur la profitabilité et l'emploi avait déjà été noté par Edmond Malinvaud [1982], et bien des économistes d'orientation keynésienne ou post-keynésienne ont souligné l'effet nocif des taux d'intérêt réels élevés (relativement aux taux de croissance de la productivité) sur la demande globale et donc sur l'emploi (Seccareccia et Lavoie [1989]). Mais, tandis que pour CMS l'impact négatif des taux d'intérêt se répercute du côté de l'offre, en modifiant à la hausse la marge de profit qu'exigent les entreprises, et donc en modifiant à la baisse le salaire réel qu'il leur paraît possible d'offrir à leurs employés, les keynésiens croient, eux, que l'impact négatif des taux d'intérêt réels relève d'une insuffisance de la demande effective, et qu'il s'agit là essentiellement d'une question de profitabilité et d'accumulation des capacités productives.

Les conclusions de CMS reposent sur un modèle simplifié de trois équations, avec contraintes d'identification. L'objet du présent texte est de montrer que les résultats obtenus par CMS reposent sur des truismes. Plus précisément, les résultats de deux des trois équations peuvent être directement tirés de la comptabilité nationale ; quant à la troisième équation, qui sert à quantifier l'impact du prélèvement fiscal, sa formulation est telle que toute variable croissant dans le

---

\* Département de Science économique, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario) Canada K1N 6N5. E-mail : mlavoie@uottawa.ca

temps donnerait sans doute l'illusion que cette variable est un déterminant du taux de chômage d'équilibre.

Dans le passé, les modélisations de Layard et de ses camarades de la London School of Economics ont donné lieu à des critiques quelque peu similaires. Par exemple, la relation négative entre emploi et salaire réel, établie par Layard et consorts dans leurs travaux théoriques et empiriques, a été reproduite par Anyadike-Danes et Godley [1989] dans un modèle de simulation qui suppose pourtant que le salaire et l'emploi évoluent indépendamment l'un de l'autre. Anyadike-Danes et Godley obtiennent une relation négative entre les logarithmes du salaire réel et de l'emploi, avec un coefficient voisin de l'unité, même si le salaire réel et l'emploi sont, par construction, des variables aléatoires autour de tendances différentes.

On peut aussi sans doute établir un lien entre la présente critique et les critiques des travaux économétriques voulant justifier l'utilisation des fonctions de production agrégées néoclassiques (qu'il s'agisse des fonctions Cobb-Douglas, CES ou translog), accompagnées des hypothèses habituelles de maximisation et avec l'ajout du progrès technique. Le récipiendaire du prix Nobel, Herbert Simon [1979], et aussi Shaikh [1974] et McCombie et Dixon [1991] ont montré que si ces fonctions de production semblent « fonctionner », en donnant des taux de corrélation élevés et des estimations de coefficients cohérentes avec les parts des salaires et des profits dans le revenu national, c'est que ces fonctions ne font, à toutes fins utiles, que reproduire les identités des comptes nationaux. Dans le cas présent, nous allons voir que deux des trois équations utilisées par CMS se dérivent des identités de la comptabilité nationale.

### Le modèle *PS-WS-FPF*

Le modèle de CMS, dans sa version économétrique, avec ses contraintes et en omettant les constantes, est le suivant (p. 927 et 931) :

$$WS : \quad w - p = a_1 U + a_4 \text{ wedge} + \gamma t$$

$$PS : \quad w - p = b_1 U + b_2 (y - n) + b_5 t$$

$$FPF : \quad w - p = -ck(1 - \alpha)/\alpha + \gamma t$$

$w, p, y, n, \text{wedge}$  et  $ck$  sont les valeurs logarithmiques du taux de salaire nominal, des prix, de l'output réel, de la population active, du « taux de prélèvement fiscal-social », et du taux d'intérêt réel ;  $U$  est le taux de chômage,  $\alpha$  est la part des salaires dans le revenu national (et donc  $(1 - \alpha)$  est la part des profits) ;  $\gamma$  serait le « gain [trimestriel] d'efficience du travail, dans lequel on a retenu une part de l'emploi dans la combinaison productive d'environ deux tiers et des gains de productivité globale des facteurs de 1,2 % par an » (Cotis et al. [1998, p. 931]). Autrement dit, selon les indications et les chiffres fournis par CMS, si  $\lambda$  est le taux de croissance de la productivité globale,  $\gamma = \lambda/\alpha$ .

*WS* est l'équation de comportement qui définit le salaire cible des travailleurs ; *PS* est l'équation qui décrit le comportement de maximisation des profits des entreprises, tel qu'il se reflète sur le marché du travail : c'est la courbe de demande de travail de court terme ; *FPF* est la frontière du prix des facteurs, qui dépend des gains de productivité. Cette frontière représente elle aussi le

comportement de maximisation des profits des entreprises, mais avec à la fois le capital et le travail comme facteurs variables. *FPF* représente la courbe de demande de travail de long terme. L'addition de la contrainte *FPF* est l'innovation du modèle CMS. L'intersection des relations *PS* et *WS* permet d'identifier le taux de chômage d'équilibre de moyen terme ; l'intersection des relations *WS* et *FPF* détermine le taux de chômage d'équilibre de long terme, qui dans le modèle, ne dépend que du taux de prélèvement et du taux d'intérêt réel (plus une constante). C'est ce qui permet aux auteurs d'affirmer que la hausse du taux de chômage d'équilibre de long terme est due principalement aux hausses du taux d'intérêt réel, et pour partie aux hausses du taux de prélèvement.

En procédant à leurs régressions, sous les contraintes qu'ils se sont données, CMS vérifient que le coefficient  $a_1$  dans l'équation *WS* est négatif, et que le coefficient  $a_4$  est positif et même voisin de un, ce qui signifie que, pour un taux de chômage plus faible, les travailleurs négocient des salaires réels plus élevés que ce que justifieraient les hausses de productivité, mais aussi que les hausses des taux de prélèvement mènent à une hausse des salaires réels négociés. Pour ce qui est de l'équation *PS*, les auteurs affirment que les fonctions de production néoclassiques, associées aux conditions de maximisation habituelles, permettent de déduire que  $b_1 = b_2 = 1$ . Le seul résultat économétrique, c'est que le coefficient  $b_5 = -0,002$  (pour des données trimestrielles). Quoi qu'il en soit, CMS interprètent la relation *PS* comme signifiant que, pour un accroissement donné de la productivité de plein emploi, une hausse du salaire réel conduit à une hausse du taux de chômage, en raison du comportement de maximisation des entreprises.

## La relation *PS* tirée de la comptabilité nationale

La comptabilité nationale permet d'arriver à des équations qui sont très similaires aux équations *PS* et *FPF*. Le revenu national se divise en salaires et profits, sous la forme :

$$PY \equiv WL + RPK$$

avec *P*, *Y*, *W*, *L*, *R* et *K* qui sont les niveaux de prix, d'output réel, de taux de salaire, de travailleurs employés, de taux de profit et de machines (le capital réel). En prenant la dérivée logarithmique de cette relation de définition, et en se rappelant que  $\alpha$  est la part des salaires dans le revenu national, on obtient :

$$P' + Y' \equiv \alpha W' + \alpha L' + (1 - \alpha) (R' + P' + K')$$

où le signe prime signifie un taux de croissance.  $P'$ , par exemple, est le taux de croissance des prix, et donc le taux d'inflation. Cette équation peut se réécrire sous une forme qui va la rapprocher des équations vues ci-dessus. Les relations comptables peuvent se mettre sous la forme :

$$W' - P' \equiv (Y' - L') + \{ (1 - \alpha)/\alpha \} (Y' - K') - \{ (1 - \alpha)/\alpha \} R' \quad (1)$$

Layard et consorts, tout comme CMS, procèdent à une approximation en utilisant comme définition du taux de chômage la relation :  $U = (N - L)/L$ , les niveaux de population active et de travailleurs employés étant *N* et *L* (la définition exacte est :  $U = (N - L)/N$ ). Puisque, autre approximation,  $\log(1 + x) \approx x$  quand  $x$  est suffisamment voisin de zéro, ils peuvent écrire que

$U \approx \log N/L$ , autrement dit, avec les lettres minuscules dénotant les valeurs logarithmiques des variables, on a :

$$U \approx n - l$$

En prenant la dérivée par rapport au temps de cette approximation, on obtient une autre approximation :

$$L' \approx N' - \dot{U}$$

où  $\dot{U} = dU/dt$ . À partir de l'équation ci-dessus, l'équation (1) peut maintenant se réécrire :

$$W' - P' = (Y' - N') + \dot{U} + \{ (1 - \alpha)/\alpha \} (Y' - K' - R')$$

En prenant l'intégrale de cette équation, et en omettant la constante d'intégration, on obtient :

$$w - p = (y - n) + U + \{ (1 - \alpha)/\alpha \} ht \quad (2)$$

$$\text{avec : } h = (Y' - K') - R'$$

l'équation (2) ressemble fortement à l'équation *PS* de CMS et de Layard et consorts, puisque celle-ci, avec la contrainte que ces auteurs se donnent, est tout simplement :

$$PS: \quad w - p = (y - n) + U + b_5 t$$

Ainsi, la comptabilité nationale, sans aucune relation de comportement, permet d'obtenir une relation tout à fait identique à la relation *PS*. Mais, tandis que la relation *PS* est tirée de conditions de comportements rationnels, associés à la maximisation sous contrainte, dans le cadre de fonctions de production « bien élevées » avec productivité marginale du travail décroissante, la relation (2) provient uniquement des identités de la comptabilité nationale et d'une équation de définition. Il n'est donc pas surprenant que nombre d'économistes aient réussi à démontrer empiriquement, sur la base d'équations similaires à *PS*, que les hausses excessives des salaires réels avaient conduit à la hausse des taux de chômage, en Europe notamment. Ces économistes n'ont fait que vérifier les équations de la comptabilité nationale. Les relations trouvées n'ont pas nécessairement de lien avec le comportement des entreprises, ni avec une courbe de demande de travail qui serait négativement reliée au taux de salaire réel.

Dans le cas spécifique de l'équation *PS* de CMS, la relation *PS* et l'équation (2) sont identiques si  $\{ (1 - \alpha)/\alpha \} h = b_5$ . Autrement dit, avec  $\alpha = 2/3$ ,  $h = -0,004$  pour une valeur trimestrielle, et donc  $h = -0,016$  comme valeur annuelle. Ce chiffre négatif devrait refléter, sur la période considérée, la différence entre le taux de croissance de l'output réel d'une part et la somme du taux de croissance du capital et du taux de rendement sur le capital d'autre part.

### La relation *FPF* tirée de la comptabilité nationale

On peut aussi extraire la relation *FPF* des comptes nationaux. De l'équation (1), on tire :

$$W' - P' = (1/\alpha) \{ Y' - [\alpha L' + (1 - \alpha) K'] \} - \{ (1 - \alpha)/\alpha \} R'$$

Le numérateur du premier terme de droite représente le taux de croissance de la productivité globale des facteurs, tel qu'il est habituellement mesuré par les économistes néoclassiques, et qu'on a déjà désigné par le signe  $\lambda$ . L'équation ci-dessus peut dès lors se réécrire sous la forme suivante<sup>1</sup> :

$$W' - P' \equiv (\lambda/\alpha) - \{ (1 - \alpha)/\alpha \} R'$$

En prenant à nouveau l'intégrale de l'équation ci-dessus, en omettant la constante d'intégration, et avec  $r$  représentant le logarithme du taux de profit, on obtient :

$$w - p \equiv -r(1 - \alpha)/\alpha + (\lambda/\alpha) t$$

Autrement dit, avec l'hypothèse de CMS déjà évoquée plus haut, selon laquelle  $\gamma = \lambda/\alpha$ , on obtient :

$$w - p = -r(1 - \alpha)/\alpha + \gamma t$$

ce qui est exactement l'équation de la frontière du prix des facteurs *FPF*, telle que définie par CMS (p. 931), en supposant que taux de profit et taux d'intérêt sont égaux dans le long terme ( $r = ck$ ) :

$$FPF : \quad w - p = -ck(1 - \alpha)/\alpha + \gamma t$$

Ainsi, il est possible de tirer des identités des comptes nationaux tant l'équation de la courbe de demande de travail de long terme *FPF* que celle de la courbe de travail de court terme *PS*. Il est possible que les fonctions de production et les théories du comportement de l'entreprise qui sous-tendent ces deux équations existent ; mais le fait que ces équations donnent de « bons » résultats ne prouvent en rien la véracité de ces fonctions ou des comportements qui leur sont associés, puisque les mêmes résultats peuvent être obtenus à partir des identités des comptes nationaux, sans l'introduction de quelque relation de comportement que ce soit. En vertu du principe épistémologique de la parcimonie, il est préférable de supposer que les équations *PS* et *FPF* ne font que refléter les comptes nationaux en dynamique.

Finalement, la seule relation qui résulte d'une relation de comportement est la relation *WS*. Mais même les résultats de cette équation ne sont guère convaincants pour qui douterait de la validité de l'explication proposée. L'examen du graphique 3 de CMS (p. 934) permet de constater que les gains de productivité tendanciels du travail, tels qu'estimés par CMS, ne surpassent que très légèrement les hausses salariales en termes réels. Ceci signifie que, approximativement,  $w - p \approx \gamma t$  dans l'équation *WS*. Puisque nous savons que le taux de chômage observé n'a cessé de croître sur la période considérée, l'équation *WS* ne

1. L'équation peut aussi se réécrire sous la forme :

$$\lambda \equiv \alpha (W' - P') + (1 - \alpha) R'$$

ce qui définit clairement la mesure du taux de croissance de la productivité globale des facteurs. On voit dès lors que lorsque CMS postulent que  $\gamma = \lambda/\alpha$ , ils supposent en fait que  $R' \approx 0$ . C'est ce qui explique que CMS parlent d'un « calcul approximatif des gains d'efficacité du travail » (Cotis et al. [1998], p. 931).

peut se vérifier que si on introduit une variable supplémentaire, dont la tendance est à la hausse. Il suit que toute variable économique, ou même non économique, dont la valeur aurait crû de façon quasi continue durant la période considérée, pourrait constituer une variable explicative du taux de chômage d'équilibre de long terme, lorsque combinée à la frontière du prix des facteurs *FPF* et à son taux d'intérêt réel.

Voilà pourquoi les explications plus traditionnelles de l'élévation du taux de chômage d'équilibre ne fonctionnent plus, tandis que le taux de prélèvement fiscal-social continue d'avoir la cote des chercheurs. Comme le rappellent Le Bihan et Sterdyniak [1998], p. 941-942), les modèles théoriques imputent à la générosité des programmes d'indemnités chômage la responsabilité des hausses du taux de chômage d'équilibre de long terme. Pourtant, dans les modèles empiriques, cette variable, quelle que soit la façon de la mesurer, ne donne plus les bons résultats auxquels on s'attendrait. Il en va de même des autres variables traditionnellement utilisées pour expliquer la hausse du taux de chômage d'équilibre, comme les taux de syndicalisation ou le ratio du salaire minimum par rapport au salaire moyen. La raison en est très simple : c'est que ces variables n'ont plus de tendance à la hausse : les taux de syndicalisation et les taux de salaire minimum relatifs chutent depuis belle lurette, tandis que les programmes d'indemnités chômage sont moins accessibles et moins généreux que par le passé. Il est donc impossible, étant donné les contraintes de l'équation *WS*, qu'elles puissent expliquer la hausse du chômage constaté. Par contre, les taux de taxation ou de prélèvements sociaux sont en hausse durant la période considérée, et ils donnent les résultats recherchés. Mais plusieurs variables du même type, comme le nombre annuel de faillites par exemple, pourraient probablement donner un résultat tout aussi satisfaisant.

## Conclusion

L'analyse de CMS a le mérite d'être limpide, et de présenter des résultats concrets. Je n'ai pris leur article qu'à titre d'exemple, mais il est clair que c'est, de façon plus générale, l'approche de Layard, Nickell et Jackman [1991] qui est remise en cause. Les nombreuses études de Layard et de ses collègues utilisent la même méthode, basée notamment sur la relation *PS* telle que formulée ici, ou sur une version qui s'en approche. Ces études tendent à démontrer que la hausse tendancielle du taux de chômage dans les pays européens est essentiellement due à la persistance de salaires réels trop élevés par rapport aux hausses que permettraient l'accroissement de la productivité. Le présent texte a montré que ces résultats empiriques ne dépendent pas (nécessairement) de relations de comportement fondées sur la maximisation du profit dans le cadre de fonctions de production « bien élevées », avec progrès technique et rendements décroissants. Au contraire, les corrélations et les signes obtenus dans ces études reposent sans doute sur les identités de la comptabilité nationale, et à ce titre, elles n'ont aucune valeur explicative. Autrement dit, les économistes qui emploient les modèles *PS-WS-FPF* ne peuvent que procéder à des estimations de ce que seraient les déterminants du taux de chômage d'équilibre si la théorie néoclassique de l'emploi fondée sur des fonctions de production agrégée avec rendements décroissants était valide. Ces estimations ne peuvent apporter quelque support que ce soit à la théorie du chômage d'équilibre. Comme le disait déjà Nicholas Kaldor ([1972], p. 1239) dans un contexte similaire, les résultats ob-

tenus à partir des équations de type *PS* ne font que « décorer ou illustrer » la théorie néoclassique de l'emploi fondée sur la maximisation des profits, les rendements décroissants et l'existence d'un chômage d'équilibre. Ils ne peuvent en aucun cas la valider.

La congruence observée ici entre les équations de ces simili-modèles de courbes de Phillips et les identités de la comptabilité nationale est à rapprocher des critiques déjà faites à l'encontre des équations *PS* de Layard et de ses collègues. Anyadike-Danes et Godley [1989] ont montré que les résultats des régressions de type *PS* pouvaient être aisément reproduits, même quand l'emploi et les salaires évoluent, par construction, de façon tout à fait indépendante, en supposant que les entreprises fixent leurs prix sur la base des coûts normaux. Cette congruence rappelle aussi les critiques qui avaient été adressées aux utilisateurs de fonctions de production néoclassiques dans le cadre de la controverse de Cambridge. Là aussi, il a été établi que les succès empiriques de ces fonctions de production pouvaient être attribués à leur congruence avec les identités de la comptabilité nationale. Le présent article démontre que ce type de critique a aussi des implications pour la théorie de l'emploi. Les fonctions néoclassiques de demande de travail, tant du court terme (*PS*) que du long terme (*FPF*), se dérivent des identités de la comptabilité nationale.

De nombreux chercheurs ont récemment remis en cause l'utilité de vouloir mesurer un taux de chômage d'équilibre, alors que ce concept est si flou et si fragile, tant d'un point de vue théorique qu'empirique (Rowley [1995] ; Setterfield et al. [1992]). Pourquoi ne pas s'attaquer plutôt aux déterminants du taux de chômage *observé*, en vérifiant directement si les facteurs issus du côté de la demande ne joueraient pas un rôle aussi déterminant, sinon plus déterminant encore, que les facteurs provenant du côté de l'offre ?

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANYADIKE-DANES M., GODLEY W. [1989], « Real Wages and Employment : A Sceptical View of Some Recent Econometric Work », *Manchester School*, 57 (2), juin.
- COTIS J.P., RENAUD M., SOBCZAK N. [1998], « Le chômage d'équilibre en France », *Revue économique*, 49 (3), mai.
- KALDOR N. [1972], « The Irrelevance of Equilibrium Economics », *Economic Journal*, 82, décembre.
- LAYARD R., NICKELL S., JACKMAN R. [1991], *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- LE BIHAN H., STERDYNIK H. [1998], « Courbe de Phillips et modèle WS-PS : quelques réflexions », *Revue économique*, 49 (3), mai.
- MALINVAUD E. [1982], « Wages and Unemployment », *Economic Journal*, 92, mars.
- MC COMBIE J.S.L., DIXON R. [1991], « Estimating Technical Change in Aggregate Production Functions : a Critique », *International Review of Applied Economics*, 5 (1).
- ROWLEY R. [1995], « History, Structure and the Wandering Natural Rate of Unemployment », *Économie appliquée*, 48 (1).

- SECCARECCIA M., LAVOIE M. [1989], « Les idées révolutionnaires de Keynes en politique économique et le déclin du capitalisme rentier », *Économie appliquée*, 62 (1-2).
- SETTERFIELD M.A., GORDON D.V., OSBERG L. [1992], « Searching for a Will o' a Wisp : An Empirical Study of the NAIRU in Canada », *European Economic Review*, 36 (1).
- SHAIKH A. [1974], « Laws of Production and Laws of Algebra : The Humbug Production Function », *Review of Economics and Statistics*, 56 (1), février.
- SIMON H.A. [1979], « On Parsimonious Explanations of Production Relations », *Scandinavian Journal of Economics*, 81 (4).