

Productivité du travail et «labour hoarding» *

Novembre 1998

Benoît Carmichael

CRÉFA et Département
d'économique
Pavillon J-A DeSève
Université Laval
Sainte-Foy (Québec)
CANADA G1K 7P4
téléphone: (418)656-2131 poste 5442
fax: (418)656-7798
benoit.carmichael@ecn.ulaval.ca

Jimmy Royer

CRÉFA et Département
d'économique
Pavillon J-A DeSève
Université Laval
Sainte-Foy (Québec)
CANADA G1K 7P4
téléphone: (418)656-5122
fax: (418)656-7798
jimmy.royer@ecn.ulaval.ca

Marc Van Audenrode

CRÉFA et Département
d'économique
Université Laval
Sainte-Foy (Québec)
CANADA G1K 7P4
téléphone: (418)656-3125
fax: (418)656-7798
marc.van.audenrode@ecn.ulaval.ca

* Les auteurs tiennent à remercier l'organisme CRSH pour l'aide financière apportée au présent projet de recherche. D'autres remerciements sont destinés à l'endroit de MM. Stephen Gordon et Steve Ambler pour les judicieux commentaires apportés aux auteurs. Enfin, les différents participants aux séminaires du département d'économique de l'Université Laval et au 38^e Congrès Annuel de la Société canadienne de science économique sont également remerciés pour les commentaires apportés.

Résumé

Cet exposé s'attarde à expliquer les mouvements dans la productivité du travail. Le but de cet ouvrage est de tester les résultats théoriques de Horning (1994). Celui-ci propose des mouvements procycliques du «labour hoarding» comme solution aux problèmes encourus par les modèles des cycles réels. Comme il est démontré ici, cette corrélation positive entre le «labour hoarding» et le cycle économique fait en sorte que la productivité est plus volatile que les statistiques habituelles peuvent laisser croire.

Abstract

This paper try to explain labour productivity fluctuations. We test empirically the proposition made by Horning (1994) that procyclical movements in labour hoarding can explained the puzzle raised by the apparent low volatility of labour productivity. This is because with a positive correlation between labour hoarding and the business cycle, the productivity is more volatile than the empirical facts habitually show.

Abstract

In the economic literature, RBC models have become the mainstream macroeconomic model since Kydland and Prescott (1982). The latter demonstrated that real productivity shocks are the most important force behind business cycle. These models also explain well the observed volatility and correlation between many macroeconomic aggregates.

However, one of the empirical facts that traditional RBC models can't well explain is labour productivity fluctuations. Horning (1994) have built a theoretical framework based on the notion of labour hoarding able to solve this problem. With labour hoarding as a way to counter labour market rigidities, Horning (1994) shows that the volatility of true labour productivity can be greater than it appears.

Horning (1994) makes the important assumption that firms are heterogeneous because their cycle does not always conform to the aggregate business cycle. In particular, some firms have a business cycle negatively correlated with the aggregate business cycle. Of course, in period of aggregate economic prosperity, these firms will be confronted to costs if they plan to fire workers. Then they will temporally support this non productive work force if the costs of firing workers are greater than the cost of hoarding this work force.

Oi (1962) and Becker (1975) have demonstrated that the labour hoarding is countercyclical at the firm level. In period of economic growth, the firms use up the non productive work force and the observed productivity seems to be higher. In the same way, in period of economic downturn, firms hoard this work force because of the high firing costs. However, to our knowledge no one has tried to verify this empirical implications of labour hoarding at the aggregate level yet.

In this paper, we argue that once one takes into account firms cycle heterogeneity, the introduction of labour hoarding can solve the puzzle raised by the observed low volatility of productivity. We show that labour hoardings by firms experiencing negative shocks during an aggregate economic expansion

can be very important empirically. With these firms having countercyclical business cycles, labour hoarding can become procyclical at macroeconomic level. This brings us to conclude that real labour productivity is more volatile than the empirical facts habitually show.

1 Introduction

La volatilité de la productivité est un des principaux faits empiriques que les modèles des cycles réels n'arrivent pas à expliquer de façon juste. Horning (1994) dégage un modèle théorique capable de résoudre cet énigme. En introduisant le «labour hoarding» comme façon de contrer les principales rigidités du marché de l'emploi, cet auteur arrive à expliquer la faible volatilité observée de la productivité.

Les modèles des cycles réels ont gagné en importance dans la littérature économique avec Kydland et Prescott (1982). Ceux-ci montrèrent que les chocs réels de productivité seraient la principale source des fluctuations économiques. Depuis, ces modèles alimentent les travaux de plusieurs macroéconomistes. Ils s'attardent essentiellement à reproduire les co-mouvements et la volatilité relative des principaux agrégats de la comptabilité nationale.

Le modèle introduit par Horning (1994) repose en partie sur l'hétérogénéité des firmes. En période de croissance, certaines firmes sont aux prises avec un choc négatif au niveau de leur demande individuelle. En admettant que ces firmes doivent subir des coûts si elles veulent mettre à pied les travailleurs devenus non-productifs, elles seront prêtes à supporter temporairement cette force de travail superflue. Elles le feront si les coûts de mise à pied sont plus importants que les coûts de conserver cette main-d'oeuvre.

Oi (1962) et Becker (1975) ont déjà démontré que le «labour hoarding» est contra-cyclique au niveau microéconomique. En période de croissance, les firmes épuisent leur masse de travail non-productif. Ceci provoque un mouvement à la hausse au niveau de leur productivité observée. De la même façon, en période de contraction les firmes retiennent des travailleurs superflus. Les mesures de productivité sont alors atténuées. Par contre, aucune analyse empirique n'a été effectuée concernant les mouvements du «labour hoarding» au niveau agrégé.

Dans ce travail, il est démontré empiriquement que sous l'hypothèse d'hé-

térogénéité des firmes, l'impact du «labour hoarding» de certaines firmes constitue un fait déterminant pour résoudre l'énigme de la faible volatilité de la productivité. En effet, en période d'expansion, la proportion de «labour hoarding» détenue chez les firmes en difficulté vient contrecarrer l'effet de l'épuisement des ressources non-productives chez les firmes en expansion. En fait, même si de nombreuses firmes ont un cycle économique corrélé positivement avec le cycle agrégé, le «labour hoarding» est procyclique au niveau agrégé. Il est alors permis de conclure que les mesures de productivité sont sujet à un biais à la baisse. La productivité réelle fluctue davantage que la productivité observée.

La présentation de ce travail se fera comme suit. À la section 2, le modèle théorique servant à l'analyse empirique sera présenté. À l'intérieur de la section 3, les résultats empiriques ainsi que leurs interprétations seront étayés. Tout au long de cette section, certains liens seront établis entre les élasticités de demande de travail, les flots de travailleurs et le «labour hoarding». Les travaux de Drèze et Modigliani (1981), Hamermesh (1993), Leonard et Van Audenrode (1995), Leonard (1987) et Davis et Haltiwanger (1992) serviront de point de repère. Enfin, la conclusion sera ébauchée à la section 4.

2 Méthodologie

2.1 Modèle théorique

Les demandes de facteurs de chacune des firmes sont dégagées à l'aide d'un modèle de concurrence monopolistique proposé par Mulkay et Van Audenrode (1997). Dans ce modèle, chaque firme a une fonction de production de type Cobb-Douglas définie par:

$$Y_{it} = exp(\tau t) L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \quad (1)$$

La valeur ajoutée Y_{it} est fonction de l'emploi et du capital demandé.

Les firmes sont confrontées à une demande à élasticité constante pour leur produit. P_{it} représente le prix relatif du bien offert par la firme i et δ_{it} un choc de demande aléatoire.

$$D_{it} = \delta_{it} P_{it}^{-\epsilon} \quad \text{avec } \epsilon > 1 \quad (2)$$

les firmes maximisent leurs profits sujet à l'emploi et au capital¹.

$$\begin{aligned} MAX \Pi_{it} &= P_{it} D_{it} - W_{it} L_{it} - P_{it}^K K_{it} \\ &= \delta_{it}^{1-\mu} \exp(\mu\tau t) L_{it}^{\mu\alpha} K_{it}^{\mu\beta} - W_{it} L_{it} - P_{it}^K K_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

où $\mu = 1 - (1/\epsilon)$. Les conditions du premier ordre pour le travail et le capital sont données par:

$$\begin{aligned} W_{it} &= (\mu\alpha) \delta_{it}^{1-\mu} \exp(\mu\tau t) L_{it}^{\mu\alpha-1} K_{it}^{\mu\beta} \\ P_{it}^K &= (\mu\beta) \delta_{it}^{1-\mu} \exp(\mu\tau t) L_{it}^{\mu\alpha} K_{it}^{\mu\beta-1} \end{aligned} \quad (4)$$

de cette façon, les demandes de facteurs sont ²:

$$\begin{aligned} l_{it}^* &= \beta_0^l + \beta_1^l t + \beta_2^l k_{it} - \beta_3^l w_{it} + \beta_4^l \nu_{it} \\ k_{it}^* &= \beta_0^k + \beta_1^k t + \beta_2^k l_{it} - \beta_3^k p_{it}^k + \beta_4^k \nu_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

ν_{it} représente le choc aléatoire de demande. les élasticités de demande de travail et de capital de long terme sont β_3^l et β_3^k .

Les équations de 5 représentent les relations de long terme que l'on devrait observer pour le travail et le capital. La différence entre l'emploi observé et l'emploi optimal est le «labour hoarding».

La dynamique de court terme est déduite à partir d'un modèle général d'ajustement partiel proposé par Nadiri et Rosen (1969). Il se présente comme suit:

1. Comme il s'agit d'un équilibre de long terme, les variations d'inventaires sont considérées comme étant nulles.

2. Les lettres majuscules représentent les variables en niveau alors que les lettres minuscules représentent les variables sous forme logarithmique.

$$\Delta W_{it} = \Lambda(W_{it}^* - W_{it-1}) \quad (6)$$

où $W_{it} = \begin{pmatrix} l_{it} \\ k_{it} \end{pmatrix}$ et Λ est une matrice de coefficients d'ajustement partiel définie par:

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_{ll} & \lambda_{lk} \\ \lambda_{kl} & \lambda_{kk} \end{pmatrix} \quad (7)$$

La relation 6 nous indique que la différence entre les demandes de facteurs d'aujourd'hui et celles de la période passée est égale à une fraction de la correction vers l'optimum qui s'est effectuée à la période passée. Les coefficients d'ajustement partiel nous informent sur le temps que prendront les demandes de facteurs à converger vers leur sentier de long terme. Il s'agit du pourcentage d'ajustement qui s'effectue période après période. Un coefficient d'une valeur de dix pour-cent nous indique que le processus d'ajustement prendra dix périodes à converger vers l'équilibre de long terme.

En substituant la matrice W^* par les relations théoriques obtenues précédemment, on obtient le système d'équations à estimer. Il s'agit de la relation théorique entre les demandes de facteurs de court et de long terme.

$$\begin{aligned} l_{it} &= (1 - \lambda_{ll})l_{it-1} - \lambda_{lk}k_{it-1} + \lambda_{ll}l_{it}^* + \lambda_{lk}k_{it}^* \\ k_{it} &= (1 - \lambda_{kk})k_{it-1} - \lambda_{kl}l_{it-1} + \lambda_{kk}k_{it}^* + \lambda_{kl}l_{it}^* \end{aligned} \quad (8)$$

Ici, l_{it}^* et k_{it}^* sont définies par les équations de la relation 5. Le travail ou le capital utilisé à court terme peut ne pas être optimal. À chaque période, les firmes ajustent leurs demandes de facteurs pour revenir à l'optimum de long terme. La vitesse d'ajustement est donnée par les coefficients de la matrice Λ . De plus, les élasticités de demande de travail et de capital de court terme sont données par $\lambda_{ll}\beta_3^l$ et $\lambda_{kk}\beta_3^k$.

2.2 Analyse empirique

La spécification empirique du modèle est donnée par la relation 8 en ajoutant un terme d'erreur aléatoire propre à chaque facteur. Elle se présente de la façon suivante:

$$\begin{aligned} l_{it} &= (1 - \lambda_{ll})l_{it-1} - \lambda_{lk}k_{it-1} + \lambda_{ll}l_{it}^* + \lambda_{lk}k_{it}^* + \epsilon_{it}^l \\ k_{it} &= (1 - \lambda_{kk})k_{it-1} - \lambda_{kl}l_{it-1} + \lambda_{kk}k_{it}^* + \lambda_{kl}l_{it}^* + \epsilon_{it}^k \end{aligned} \quad (9)$$

Les termes d'erreur ϵ_{it}^l et ϵ_{it}^k sont de moyenne nulle et de matrice variance-covariance Σ .

À l'intérieur des fonctions de demande de la relation 5 (l_{it}^* et k_{it}^* dans la relation 9), la variable ν_{it} représente un choc de demande aléatoire. Ce choc est modélisé par la valeur anticipée de la production de la firme. Les firmes font leurs prédictions à partir de leur production de la période passée et d'un indicateur de l'état général de la santé économique de l'industrie à laquelle elles appartiennent. La spécification empirique du choc de demande est la suivante:

$$\nu_{it} = \beta_0^\nu + \beta_1^\nu t + \beta_2^\nu s_{it-1} + \beta_3^\nu \nu_{it-1} + u_{it}^\nu \quad (10)$$

où s_{it-1} est une variable de contrôle pour l'état général de l'industrie et u_{it}^ν est un terme d'erreur centré sur zéro et de variance σ_ν^2 .

En estimant de façon jointe les équations de 9 et celle de 10, la matrice variance-covariance des estimateurs sera corrigée directement pour la prédiction de ν_{it} . Une autre façon de procéder serait de débiter par l'estimation de 10 et d'utiliser la prédiction de cette variable pour estimer 9. Cette méthode repose sur l'argumentation suivante. Les paramètres β_0^ν , β_1^ν , β_2^ν et β_3^ν sont d'abord estimés à l'aide de l'équation de prédiction de la production 10. La matrice variance-covariance estimée est par la suite récupérée. Enfin, l'estimation de 9 est effectuée avec la prédiction de ν_{it} à la place de la variable effective.

Les résultats de convergence sont établis en tenant compte du fait que $plim\hat{\beta}^\nu = \beta^\nu$. Par contre, pour ce qui est de la matrice variance-covariance de 9, ce type de raisonnement n'est pas suffisant. On doit opérer certaines modifications. Elles furent proposées par Murphy et Topel (1985). Elles nous assurent que la matrice variance-covariance est asymptotiquement convergente. Ici, la méthode utilisée sera celle de l'estimation jointe des fonctions.

La spécification empirique du modèle est donc la suivante:³

$$\begin{aligned}
\nu_{it} &= \beta_0^\nu + \beta_1^\nu t + \beta_2^\nu s_{it-1} + \beta_3^\nu \nu_{it-1} + u_{it}^\nu \\
l_{it} &= (1 - \lambda_{ll})l_{it-1} + \lambda_{ll}(\beta_0^l + \beta_1^l t + \beta_2^l k_{it} - \beta_3^l w_{it} + \\
&\quad \beta_4^l \hat{\nu}_{it}) + \epsilon_{it}^l \\
k_{it} &= (1 - \lambda_{kk})k_{it-1} + \lambda_{kk}(\beta_0^k + \beta_1^k t + \beta_2^k l_{it} - \beta_3^k p_{it}^k + \\
&\quad \beta_4^k \hat{\nu}_{it}) + \epsilon_{it}^k
\end{aligned} \tag{11}$$

De cette façon, les firmes prédisent leur production présente à l'aide de leur production passée et d'un indicateur de la santé économique de l'industrie à laquelle elles appartiennent. Par la suite, elles demandent une certaine quantité de travail qui est fonction de cette production prédite, de l'emploi passé et du stock de capital. De plus, la dynamique du système vient du fait que leur demande de travail s'ajuste vers un équilibre de long terme en tenant compte de la correction qui s'est opérée à la période passée.

La distribution des termes d'erreur est donnée par:

$$\begin{pmatrix} u_{it}^\nu \\ \epsilon_{it}^l \\ \epsilon_{it}^k \end{pmatrix} \sim IID \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\nu\nu} & \sigma_{\nu l} & \sigma_{\nu k} \\ \sigma_{l\nu} & \sigma_{ll} & \sigma_{lk} \\ \sigma_{k\nu} & \sigma_{kl} & \sigma_{kk} \end{pmatrix} \right)$$

Les estimations sont réalisées à l'aide de la méthode des moments généralisés. De cette façon, aucune loi n'a à être spécifiée concernant les termes d'erreur des relations empiriques. Ainsi, l'unique hypothèse faite sur la dis-

3. Pour faciliter les estimations, les coefficients de retard croisés sont considérés nuls.

tribution des erreurs est qu'ils sont identiquement et indépendamment distribués. Aucune autre hypothèse supplémentaire n'a à être faite concernant cette distribution.

À partir du moment où les estimations des paramètres β sont connues, l'emploi optimal de long terme est déduit à l'aide de la relation 5. Le taux de «labour hoarding» est donné par la différence logarithmique de l'emploi observé par rapport à l'emploi optimal. On peut ainsi calculer la corrélation entre le «labour hoarding» de la firme et son cycle économique. Le cycle est donné par la variation du chiffre d'affaires. La firme n'observe pas ses ventes actuelles, elle connaît seulement la variation des périodes précédentes. L'indicateur de la santé économique de la firme à la période t est donnée par la variation de son chiffre d'affaires entre les périodes $(t-1)$ et $(t-2)$.

Par la suite, l'agrégation du «labour hoarding» au niveau de l'industrie se fait de la façon suivante:

$$HI_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^I H_{it}L_{it}}{\sum_{i=1}^I L_{it}} \text{ pour } t = \{1...T\} \text{ et } j = \{1...J\} \quad (12)$$

où HI_{jt} est le taux de «labour hoarding» de l'industrie j à la période t , H_{it} est le taux de «labour hoarding» de la firme i à la période t appartenant à l'industrie j . De la même façon, L_{it} est l'emploi total de la firme i à la période t appartenant à l'industrie j . Alors, $H_{it}L_{it}$ est le nombre d'unités de travail excédentaires de l'industrie. En le divisant par l'emploi total de l'industrie, on obtient un taux de «labour hoarding» agrégé pour l'industrie en question.

Pour ce qui est de l'échantillon en entier, l'agrégation se fait de la façon suivante:

$$HT_t = \frac{\sum_{i=1}^I H_{it}L_{it}}{\sum_{i=1}^I L_{it}} \text{ pour } t = \{1...T\} \quad (13)$$

HT, H et L ont les mêmes interprétations. L'agrégation se fait au niveau de l'échantillon en entier. $\sum_{i=1}^I H_{it}L_{it}$ est la quantité de travail détenue en

trop pour l'ensemble des firmes de l'échantillon. De la même façon, $\sum_{i=1}^I L_{it}$ est la quantité totale de travail employé. En divisant l'un par l'autre, un taux de «labour hoarding» agrégé est obtenu.

Par la suite, le calcul des coefficients de corrélation entre les différentes mesures de «labour hoarding» et les mesures de cycle économique sont possibles. Trois mesures sont obtenues soient, au niveau de la firme, au niveau de l'industrie et au niveau de l'échantillon en entier. Les résultats d'agrégation devraient permettre de dégager des résultats intéressants concernant les mesures de productivité du travail.

3 Résultats empiriques

3.1 Données

Les données utilisées pour effectuer les estimations proviennent de Belgique. Elles sont tirées de deux sources différentes. Premièrement, les données qui touchent l'entreprise, le capital ou la valeur ajoutée par exemple, proviennent des bilans des entreprises. Il s'agit de données comptables. Deuxièmement, celles qui touchent les employés, comme le salaire ou le nombre de jours travaillés, sont tirées de l'administration de la sécurité sociale. L'échantillon se présente sous forme de panel. On compte 783 entreprises sur la période s'échelonnant de 1978 à 1985. Les données permettent de comptabiliser des statistiques pour dix industries différentes.

Les principales statistiques descriptives de l'échantillon se retrouvent aux tableaux 1 et 2. Elles sont compilées pour l'échantillon en entier et par industrie. Le tableau 3 indique le nombre de firmes en croissance à chaque période, le nombre d'industries en croissance ainsi que le taux de croissance du chiffre d'affaires de l'échantillon en entier pour chacune des périodes.

Les industries comportant le plus grand nombre de firmes sont celles du «Commerce, restauration et hébergement» avec 260 firmes, «Autres in-

dustries manufacturières» avec 230 firmes et «Minéraux non énergiques et produits dérivés; industrie chimique» avec 97 firmes. Par contre, même si l'industrie du «Commerce, restauration et hébergement» vient au premier rang pour le nombre de firmes, elle vient au deuxième rang pour le salaire journalier moyen derrière l'industrie de l' «Énergie et eau». L'industrie venant au dernier rang pour le salaire journalier moyen est celle des «Autres services». L'industrie de l' «Énergie et eau», vient également au premier rang en ce qui concerne le chiffre d'affaires moyen.

Comme en fait foi le tableau 3, même si l'échantillon dans son ensemble semble indiquer de bonnes performances économiques, de nombreuses firmes voient la croissance de leur chiffre d'affaires diminuer et ce, à chaque année. Même si l'échantillon se trouve en période de croissance au niveau agrégé, de nombreuses firmes peuvent quand même voir leur situation se détériorer. Cela ne fait que conforter les hypothèses de départ à savoir qu'un certain nombre d'entreprises, même si la santé générale de l'économie est bonne, peuvent avoir des difficultés au niveau de leur production. Or, leurs anticipations devraient être positives. Alors, le «labour hoarding» à l'intérieur de ces firmes devrait être important. En fait, la proportion de travail superflu qu'elles détiennent devraient faire en sorte, qu'au niveau agrégé, le «labour hoarding» soit procyclique.

3.2 Résultats

Les estimations sont effectuées à l'aide de la méthode des moments généralisés en utilisant comme instruments les variables explicatives retardées. De cette façon, comme cela fut démontré par Hansen (1982), ces instruments sont corrélés positivement avec les variables explicatives sans être corrélés avec les termes d'erreur.

La principale caractéristique de la méthode des moments généralisés vient du fait qu'on cherche à rendre $E(z'u) = 0$ ou E est un opérateur d'espérance, «z» est une matrice de variables instrumentales et «u» un vecteur de termes

TAB. 1 – *Statistiques descriptives*

Statistiques descriptives (demande de travail)			
Échantillon	nombre de firmes	salaire journalier moyen*	nombre moyen de travailleurs
Échantillon	783	415,30	534,62
Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	2	333,01	37,63
Énergie et eau	9	557,17	474,65
Minéraux non énergiques et produits dérivés; industrie chimique	97	445,56	1 197,81
Industries transformatrices des métaux, mécanique de précision	86	395,65	1 289,03
Autres industries manufacturières	230	384,13	411,05
Bâtiment et génie civil	35	393,23	476
Commerce, restauration et hébergement	260	452,16	232,11
Transports et communications	30	428,97	221,61
Institutions de crédit, assurances, services aux entreprises	29	380,35	269,20
Autres services	5	292,87	241,88
* en francs belges réels			

TAB. 2 – *Statistiques descriptives (suite)*

Statistiques descriptives (production)			
Échantillon	chiffre d'affaires moyen*	production moyenne*	valeur ajoutée brute moyenne*
Échantillon	3 849 211	3 950 055	754 842
Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	686 528	690 229	67 011
Énergie et eau	27 536 179	27 778 318	1 678 743
Minéraux non énergiques et produits dérivés; industrie chimique	6 133 173	6 421 953	1 875 407
Industries transformatrices des métaux, mécanique de précision	3 934 898	4 088 438	1 500 713
Autres industries manufacturières	2 246 827	2 302 505	485 613
Bâtiment et génie civil	1 470 579	1 554 307	566 963
Commerce, restauration et hébergement	4 575 010	4 638 025	422 744
Transports et communications	1 233 686	1 251 328	293 917
Institutions de crédit, assurances, services aux entreprises	1 142 928	1 238 139	448 226
Autres services	703 324	732 653	311 657
* en milliers de francs belges réels			

TAB. 3 – *Croissance relative des industries*

Croissance relative des industries			
Année	nombre de firmes en croissance	nombre d'industries en croissance	Taux de croissance de l'échantillon*
1980	613	8	0,13
1981	570	9	0,08
1982	538	8	0,13
1983	523	8	0,06
1984	466	8	0,11
1985	564	9	0,04

* Il s'agit de la croissance du chiffre d'affaires entre les périodes (t-1) et (t-2).

d'erreur. On cherche donc à rendre la matrice de variables instrumentales orthogonale au vecteur d'erreurs. Il s'agit des conditions d'orthogonalité. La partie empirique du travail s'attarde à estimer trois équations. Dans la première équation, dix conditions d'orthogonalité doivent être respectées. Dans les deux autres équations, vingt-cinq conditions d'orthogonalité doivent y être respectées respectivement.

Les résultats obtenus sont ceux de l'estimation jointe des équations de la relation suivante⁴:

$$\begin{aligned}
 \nu_{it} &= \beta_0^\nu + \beta_1^\nu \gamma_t + \beta_2^\nu s_{it-1} + \beta_3^\nu \nu_{it-1} + u_{it}^\nu \\
 l_{it} &= (1 - \lambda_{ll})l_{it-1} + \lambda_{ll}(\beta_0^l + \beta_1^l \gamma_t + \beta_2^l k_{it} - \\
 &\quad \beta_3^l w_{it} + \beta_4^l \hat{\nu}_{it}) + \epsilon_{it}^l \\
 k_{it} &= (1 - \lambda_{kk})k_{it-1} + \lambda_{kk}(\beta_0^k + \beta_1^k \gamma_t + \beta_2^k l_{it} - \\
 &\quad \beta_3^k p_{it}^k + \beta_4^k \hat{\nu}_{it}) + \epsilon_{it}^k
 \end{aligned} \tag{14}$$

4. γ_t représente un vecteur de variables dichotomiques pour les années de l'échantillonnage.

Dans la première équation de 14, ν_{it} représente le logarithme de la valeur ajoutée et s_{it-1} le logarithme de la valeur ajoutée de l'industrie à laquelle appartient la firme. Les estimations peuvent être ramenées à un système linéaire en estimant $\lambda\beta$ au lieu de λ et β pris comme deux paramètres distincts.

L'équation de prédiction de la production est estimée de façon jointe aux équations de demande de travail et de capital pour obtenir une matrice variance-covariance corrigée pour la prédiction. Les résultats sont donnés au tableau 4.

À l'aide de ces estimations, on peut dégager les différentes mesures d'élasticité de demande de travail et de capital pour les périodes de court et de long terme (tableau 5). Des effets croisés sont dégagés par le coefficient qui relie la quantité de capital à la demande de travail. L'effet croisé de la demande de capital par rapport à la quantité de travail est également obtenu de la sorte.

La demande de travail est très peu élastique à court terme comme dans la plupart des études empiriques. Par exemple, Drèze et Modigliani (1981) sont arrivés à une élasticité de -0,20. Cette élasticité se situe dans le même ordre de grandeur que celle obtenue dans ce travail. Par contre, l'élasticité de demande de travail de long terme est beaucoup plus importante que ne le laissent croire les études empiriques précédentes. Ceci est certainement dû au fait que les données de l'échantillon sont désagrégées.

Tout comme Leonard et Van Audenrode (1995) ont montré, le marché de l'emploi belge est plus actif que l'on ne croit. Les flots de travailleurs sont importants. Ceci peut refléter une demande de travail plus élastique à long terme. Les conclusions des auteurs portaient sur le grand nombre de créations et de destructions d'emploi chaque année. Pourtant, le taux chômage belge demeure élevé. Ces créations et destructions sont le fruit de déplacement et de réaménagement de l'emploi à l'intérieur même des firmes. Les employés rejoignent les rangs des autres travailleurs à l'intérieur des firmes de l'échantillon par une proportion de l'ordre de 21 pour-cent. Par contre, les taux de rupture avoisinent les 20,5 pour-cent par an. Tous ces mouvements

TAB. 4 – Résultats d'estimation

Résultats d'estimation* (les t-statistiques sont données entre parenthèses)**			
Paramètres	Production	Demande de travail	Demande de capital
β_0^v	-0,16376 (-2,09156)	-	-
β_2^v	0,99643 (486,47788)	-	-
β_3^v	0,01586 (3,64117)	-	-
$1 - \lambda_{ll}$	-	0,88411 (138,41193)	-
$\lambda_{ll}\beta_0^l$	-	0,08527 (1,70585)	-
$\lambda_{ll}\beta_2^l$	-	-0,01100 (-5,54354)	-
$\lambda_{ll}\beta_3^l$	-	-0,14831 (-13,63982)	-
$\lambda_{ll}\beta_4^l$	-	0,12367 (17,84604)	-
$1 - \lambda_{kk}$	-	-	0,96484 (325,42794)
$\lambda_{kk}\beta_0^k$	-	-	0,17398 (4,26966)
$\lambda_{kk}\beta_2^k$	-	-	0,00247 (0,52828)
$\lambda_{kk}\beta_3^k$	-	-	0,07035 (6,54611)
$\lambda_{kk}\beta_4^k$	-	-	0,02924 (4,98350)

* Les estimations sont réalisées à l'aide de la méthode des moments généralisés en prenant comme instruments les variables dépendantes retardées.
** Il s'agit de t-statistiques calculées à l'aide d'écart-types corrigés pour l'hétéroscédasticité.

TAB. 5 – *Élasticités de demande de travail et de capital*

Élasticités de demande de travail et de capital		
Élasticité	Demande de travail	Demande de capital
Court terme	-0,14831	0,07035
Long terme	-1,27966	2,00057

conduisent à des créations nettes d'emplois d'au plus 5 pour-cent par an pour l'économie belge dans son ensemble.

Les conclusions de cette étude laissent croire que même si en apparence la Belgique laisse transparaître peu de mouvements dans l'emploi, il peut s'avérer que ces mouvements soient importants à l'intérieur même des firmes.

3.3 Prédictions

À l'aide des estimations obtenues précédemment, la prédiction des variables d'intérêt est possible. Il s'agit du niveau de production, de la demande de travail sous-optimale et de la demande de travail optimale. La prédiction de la production se fait à l'aide de la relation suivante:

$$\hat{\nu}_{it} = \hat{\beta}_0^\nu + \hat{\beta}_1^\nu \gamma_t + \hat{\beta}_2^\nu s_{it-1} + \hat{\beta}_3^\nu \nu_{it-1} \quad (15)$$

De la même façon, la prédiction de la demande de travail sous-optimale se fait à l'aide de:

$$\hat{l}_{it} = (1 - \hat{\lambda}_{ll})l_{it-1} + \hat{\lambda}_{ll}(\hat{\beta}_0^l + \hat{\beta}_1^l \gamma_t + \hat{\beta}_2^l k_{it} - \hat{\beta}_3^l w_{it} + \hat{\beta}_4^l \hat{\nu}_{it}) \quad (16)$$

La demande de travail sous-optimale est estimée de façon à enlever les perturbations aberrantes. Celles-ci sont perçues par le terme d'erreur ϵ_{it}^l . De cette façon, la demande de travail obtenue est nettoyée de toutes variations non pertinentes.

Pour ce qui est de la demande optimale de travail, elle est donnée par:

$$\hat{l}_{it}^o = \hat{\beta}_0^l + \hat{\beta}_1^l \gamma_t + \hat{\beta}_2^l k_{it} - \hat{\beta}_3^l w_{it} + \hat{\beta}_4^l \hat{\nu}_{it} \quad (17)$$

Trois nouvelles variables nécessaires aux mesures de «labour hoarding» sont obtenues. Ici le «labour hoarding» est défini comme un taux. Il est donné par la différence entre $\hat{l}_{it} - \hat{l}_{it}^o$. Il s'agit de la proportion de travail demandée superflue par rapport à la quantité optimale de travail.

Les mesures les plus intéressantes sont la corrélation entre le taux de «labour hoarding» de la firme et le cycle de la firme et le taux agrégé et le cycle agrégé. La mesure du cycle est la croissance du chiffre d'affaires de la période précédente. Le taux de croissance de la période actuelle n'est pas encore disponible pour les firmes de l'économie. Elles demandent une quantité de travail au début de la période sur la base du salaire en vigueur et de la production anticipée. Ainsi, elles ne connaissent pas quel sera leur bilan de la période actuelle.

Les corrélations sont établies selon l'ordre suivante. Il y a une première mesure au niveau de la firme, c'est-à-dire un coefficient de corrélation entre le «labour hoarding» de la firme et le taux de croissance de son chiffre d'affaires de la période précédente. Deuxièmement, il y a une mesure de corrélation entre le «labour hoarding» au niveau de l'industrie et la croissance du chiffre d'affaires de la période précédente de l'industrie. L'agrégation du «labour hoarding» se fait à l'aide de la formule 12. Cette formule indique simplement que le «labour hoarding» de l'industrie est la somme des unités physiques de «labour hoarding» de chaque firme divisée par la quantité totale de travail demandée par cette industrie. Il s'agit d'un taux de «labour hoarding» interprétable de la même façon que celui établi au niveau de la firme. Le troisième coefficient de corrélation est celui entre le «labour hoarding» de l'échantillon en entier et le taux de croissance du chiffre d'affaires de l'échantillon. L'agrégation du «labour hoarding» pour l'échantillon dans son ensemble se fait à l'aide de la formule 13. L'intuition derrière cette formule est la même que

la formule précédente. Enfin, une mesure de corrélation est établie entre le «labour hoarding» agrégé et la croissance du PIB. Le tableau 6 indique ces corrélations entre les différentes mesures de «labour hoarding» et de croissance économique.

TAB. 6 – *Coefficients de corrélation*

Coefficients de corrélation		
Niveau d'agrégation	Coefficient de corrélation	Régression simple*
Firme	-0,05665	-0,12242 (-3,66919)
Branche	0,07070	0,20445 (0,53979)
Échantillon par rapport au chiffre d'affaires	0,56492	6,08136 (1,36926)
Échantillon par rapport au PIB	-0,30684	-7,95258 (-0,64478)
* Il s'agit de résultats d'une régression linéaire du «labour hoarding» par rapport au cycle. Les t-statistiques sont entre parenthèses.		

Comme les résultats du tableau 6 le démontrent, la corrélation entre le «labour hoarding» et la santé économique de la firme est négative. Le coefficient de corrélation est négatif et le résultat de la régression est significatif. La régression mentionnée dans le tableau est simplement :

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1(Ln(CA_{it-1}) - Ln(CA_{it-2})) + \epsilon_r \quad (18)$$

Où H_{it} est le taux de «labour hoarding» à la période t pour, ou bien la

firme i , l'industrie i ou encore l'échantillon dans son ensemble. CA est le chiffre d'affaires de la firme, de l'industrie, de l'échantillon ou encore le PIB pour le dernier cas qui nous intéresse.

La corrélation négative disparaît lorsque les données sont agrégées au niveau de l'industrie. Ceci conforte l'hypothèse à savoir que plusieurs firmes, à l'intérieur même d'une industrie ont un cycle qui n'est pas corrélé avec celui de l'industrie. Même si ce niveau d'agrégation n'est pas celui escompté par les recherches théoriques de Horning (1994), il n'en demeure pas moins qu'on peut dégager, à partir même des résultats obtenus, une certaine tendance quant au sens de la corrélation entre le «labour hoarding» agrégé et le cycle économique de la Belgique pour la période étudiée.

L'agrégation au niveau de l'échantillon donne des résultats encore plus significatifs. La corrélation entre le «labour hoarding» et le cycle économique est plus importante. Aux fins de cette présente étude, ceci conforte les hypothèses de départ. En faisant l'hypothèse que l'échantillon représente fidèlement l'économie dans son ensemble, cette corrélation pourrait être inférée à l'agrégation ultime. Par contre, la confrontation du «labour hoarding» agrégé et la croissance réel du PIB belge ne fournit pas les résultats escomptés. Une explication possible à ce phénomène vient du fait que l'échantillon utilisé n'est peut-être pas représentatif de l'économie belge dans son ensemble.

En fait, l'échantillon utilisé est biaisé, car il ne comporte que des firmes susceptibles de ne pas être dissolues dans un avenir proche. Comme il s'agit d'une banque de données sous forme de panel, les firmes incluses sont celles qui ont survécu aux années de l'échantillonnage. Il s'agit d'un biais d'autosélection. Les firmes qui demandent une quantité positive de travail sont celles qui ont survécu aux huit années de l'échantillonnage. Par contre, aucune observation n'est disponible pour les firmes qui ont demandé du travail que pour certaines années de l'enquête. Une façon plus juste de modéliser aurait été d'utiliser un modèle de type «Tobit». La représentation aurait pu prendre la forme suivante:

Soit y_{it}^* définissant l'équation de demande de travail et d_{it} le nombre d'années pendant lesquelles les firmes ont demandé une quantité positive de travail lors de l'échantillonnage. Alors,

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{si } d_{it} < 8 \\ y_{it}^* & \text{si } d_{it} \geq 8 \end{cases} \quad (19)$$

Cette façon de procéder serait sans doute plus appropriée pour corriger le biais d'autosélection causé par la structure même de la banque de données. Les résultats obtenus à l'aide de cette méthode d'estimation fourniraient sans aucun doute les corrélations voulues.

4 Conclusion

Les résultats d'estimations obtenus dans ce travail sont concluants à plusieurs égards. Premièrement, la corrélation agrégée entre le «labour hoarding» et le cycle économique permet de croire que les mesures habituelles de productivité du travail sont biaisées à la baisse. La corrélation positive entre le «labour hoarding» et la croissance économique laisse croire que la productivité fluctue davantage que peuvent laisser transparaître les mesures habituelles de productivité. Ce résultat conforte les hypothèses de Horning (1994).

Deuxièmement, l'élasticité de demande de travail de long terme est beaucoup plus importante que la plupart des mesures recensées dans les études empiriques antérieures. Ce résultat permet de trouver de nouvelles explications quant aux rigidités du marché de l'emploi européen. Beaucoup d'emplois sont créés chaque année à l'intérieur de l'économie belge. Par contre, les nombreuses destructions d'emplois ne permettent pas au taux de chômage national de diminuer de façon évidente.

Par contre, les mesures obtenues dans ce travail ne permettent pas d'inférer des mesures à l'ensemble de l'économie belge. Les données disponibles

pour les estimations comportent un biais d'autosélection. Les firmes présentes dans l'échantillon sont celles qui ont survécu aux huit années de l'échantillonnage. Pour corriger ce biais, les équations de demande de travail, de demande de capital et de prédiction de la production devraient être estimées à l'aide d'un modèle de type «Tobit» afin de tenir compte de la censure.

Références

- [1] **Becker, G. S.** (1975): «Human Capital», *University of Chicago Press*, 2e édition, Chicago.
- [2] **Burnside, C., M. Eichenbaum et S. Rebelo** (1993): «Labor Hoarding and the Business Cycle», *Journal of Political Economy*, 101 no 2, 245-273.
- [3] **Davis, S. et J. Haltiwanger** (1992): «Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Intra-sectoriel Labor Reallocation», *The Quarterly Journal of Economics*, 107 no 3, 819-863.
- [4] **Delorme, F.** (1986): «A Child's Guide to the Choice of a Flexible Dynamic Formulation for Modelling Producer Behavior», *Special Project and Policy Analysis*, Miméo.
- [5] **Drèze, J. H. et F. Modigliani** (1981): «The Trade-Off Between Real Wages and Employment in an Open Economy (Belgium)», *European Economic Review*, 15, 1-40.
- [6] **Fairise, X. et F. Langot** (1994): «Labor Productivity and the Business Cycle: Can R.B.C. Models be saved?», *European Economic Review*, 38, 1581-1594.
- [7] **Hamermesh, D.** (1993): «Labor Demand», *Princeton University Press*, Princeton.
- [8] **Hansen, L. P.** (1982): «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators», *Econometrica*, 50 no 4, 1029-1054.

- [9] **Horning, B. C.** (1994): «Labor Hoarding and the Business Cycle», *International Economic Review*, 35, 87-100.
- [10] **Kydland, F. E. et E. C. Prescott** (1982): «Time to Built and Aggregate Fluctuations», *Econometrica*, 50 no 6, 1345-1370.
- [11] **Leonard, J.** (1987): «In the Wrong Place at the Wrong Time: The Extend of Frictional and Structural Unemployment», Dans Kevin Lang et Jonathan Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. London: Basil Blackwell, 141-64.
- [12] **Leonard, J. et M. Van Audenrode**: «A Difference of Degree: Unemployment Despite Turnover In The Belgian Labor Market», *Cahier de Recherche du CRÉFA*, no 9523.
- [13] **Mulkay, B. et M. Van Audenrode** (1997): «A Test of the Insider Outsider Theory Using Firm Level Data», Miméo.
- [14] **Murphy, K. M. et R. H. Topel** (1985): «Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models», *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 no 4, 370-379.
- [15] **Nadiri, M. I. et S. Rosen** (1969): «Interrelated Factor Demand Function», *American Economy Review*, 59, 457-471.
- [16] **Oi, W. Y.** (1962): «Labor as a Quasi-Fixed Factor», *Journal of Political Economy*, 70, 538-555.
- [17] **Van Els, P. J. A. et L. M. Keijzer** (1993): «Labour Hoarding in a Disequilibrium Model of the Dutch Labour Market», *De Economist*, 141, 256-277.