

LA COURBE DE BEVERIDGE

BELGIQUE, 1970-1993.

Béatrice Van Haeperen*

AOUT 1998

RESUME

Le cadre de la courbe de Beveridge est utilisé pour analyser l'évolution du chômage et de sa persistance en Belgique dans une perspective de long terme. Une attention particulière est apportée à la distinction des phénomènes conjoncturels, d'une part, structurels et frictionnels, d'autre part. La présentation du modèle théorique est suivie d'une description des variables et indicateurs utilisés dans les tests économétriques. Les résultats de ces tests montrent que les phénomènes structurels ont une influence non négligeable sur l'évolution du chômage en Belgique; l'insuffisance de création d'emplois est largement responsable de ces phénomènes structurels et reste donc le problème majeur. Ces résultats nous conduisent à formuler quelques propositions en matière de politiques d'emploi.

ABSTRACT.

The theoretical framework of the Beveridge curve is used in order to analyse the development of unemployment and of its persistence in Belgium from a long term point of view. Close attention is paid to the distinction between cyclical phenomena, on the one hand, and structural and frictional phenomena, on the other hand. The presentation of the model is followed by a description of the variables and indicators used in the econometrics tests. The results of these tests show that the structural phenomena explain a part of the development of unemployment in Belgium; insufficient creation of jobs is however largely responsible for these structural phenomena and remains therefore the major problem. These results lead us to some proposals regarding employment policies.

* IRES, Louvain-La-Neuve.

Cette recherche a bénéficié d'appréciables contributions de Pierre Dehez, Robert Deschamps, Fatemeh Shadman-Mehta, Henry Sneessens et Bruno Van der Linden que je remercie vivement.. J'assume cependant l'entière responsabilité de ce texte.

I INTRODUCTION

Née de l'observation empirique d'une relation négative entre taux de chômage et taux d'emplois vacants, la courbe de Beveridge - ou courbe UV - représente la relation entre taux d'emplois vacants et taux de chômage à l'équilibre stationnaire. Apparemment stable jusqu'au début des années 1970, la courbe UV donne des signes de déplacements dans de nombreux pays après les chocs pétroliers. Cette intrigue a suscité pas mal d'intérêt chez les économistes, et par suite, le développement de recherches tant théoriques qu'empiriques. Plaçant la relation UV dans le contexte général du marché du travail, les analyses ont permis de constituer un corpus théorique suffisamment large pour intégrer l'ensemble des facteurs explicatifs de la hausse du chômage et de sa persistance.

Le point de départ de cette théorie est l'existence d'une fonction d'appariement, qui représente le processus d'appariement entre emplois vacants et chômeurs. L'efficacité de ce processus dépend du comportement des chômeurs et employeurs face à l'embauche, ainsi que du degré de disparité - aussi appelé mismatch - entre emplois vacants et chômeurs définis selon leurs caractéristiques de localisation, de profession ou de qualification. Tandis que les facteurs cycliques - demande agrégée, taux d'intérêt et salaires réels - déterminent les taux d'emplois vacants et de chômage d'équilibre, c'est-à-dire les points sur la courbe de Beveridge, les facteurs frictionnels et structurels - variables de comportement et mismatch - expliquent les déplacements de la courbe de Beveridge. Une version dynamique du modèle théorique sous-jacent montre également que le taux de croissance de la population active peut, sous certaines conditions, entraîner un déplacement de la courbe UV.

Cette recherche a pour objectif l'analyse de différents aspects de la relation entre emplois vacants et chômage en Belgique. Centré sur l'explication du chômage et de sa persistance, et particulièrement sur les facteurs structurels et frictionnels, ce papier présente les résultats d'estimations de la relation entre emplois vacants et chômage au cours de la période 1970-1993. Les équations testées sont du type ECM, particulièrement approprié lorsque les variables possèdent la propriété statistique d'être intégrées d'ordre 1. En outre, l'ECM permet de dégager les effets de court et de long terme, et ainsi de tirer le meilleur parti de nos données mensuelles.

Les résultats économétriques confirment une relation négative entre taux de chômage et taux d'emplois vacants, tant à court qu'à long terme. Parmi les variables susceptibles d'expliquer le déplacement observé de la courbe UV, deux semblent avoir un impact significatif. La première est le taux de croissance de la population active, qui a contribué à la hausse de l'excédent d'offre de travail observé au cours de la période 1975-1985. La seconde est la proportion du chômage de longue durée dans le chômage total, variable qui représente en fait un phénomène d'hystérèse. Trouvant son origine dans la persistance de cette insuffisance de demande de travail et/ou dans une modification de la composition de la demande finale, l'hystérèse se manifeste lorsque ces variables ont une incidence négative sur l'efficacité du processus d'appariement. L'analyse économétrique de la proportion du chômage de longue durée met en évidence que, dans le cas de la

Belgique, cette détérioration du processus d'appariement serait liée à la désemployabilité des chômeurs de longue durée résultant de la persistance d'une insuffisance de demande de travail, d'une part, et à la présence de mismatch régional et de qualification, d'autre part.

Notre étude est structurée de la manière suivante. La première partie présente un modèle théorique permettant de replacer la courbe UV dans le contexte du marché du travail. La deuxième partie présente les variables utilisées dans l'analyse économétrique. Les résultats des tests économétriques sont présentés et commentés dans la dernière partie

II ASPECTS THEORIQUES

La relation entre emplois vacants et chômage s'inscrit dans le contexte plus large du marché du travail. Dans le but de structurer notre analyse empirique de la relation chômage-emploi vacants, nous donnons dans un premier temps les éléments théoriques nécessaires à la compréhension de la courbe de Beveridge et de ses déplacements. Pour ce faire, nous avons choisi la modélisation de Pissarides (1990), dont nous présentons ci-après une synthèse des deux premiers chapitres. Les raisons de ce choix sont les suivantes. Tout d'abord, il y a la place centrale donnée à la fonction d'appariement et aux paramètres d'efficience de cette fonction d'appariement. Ensuite, la prise en compte de l'ensemble des facteurs déterminant l'offre de postes vacants. Enfin, l'extension du modèle statique initial du marché du travail à un modèle de croissance équilibrée permet d'enrichir l'analyse de la relation emplois vacants-chômage. Basée sur les modèles de rationnement quantitatif, la modélisation alternative,¹ statique et où le déplacement de la courbe UV s'interprète uniquement en termes de mismatch sans possibilité de discriminer entre différents types de mismatch, nous a paru moins appropriée pour notre propos. Nous présentons donc ci-après les aspects essentiels du modèle de Pissarides, dans sa version statique, c'est à dire sans croissance de la population active, dans un premier temps, dans sa version dynamique ensuite.

Soit L_s , l'offre de travail ou population active, L_d , la demande de travail et E , l'emploi. L'offre de travail est exogène et comprend les travailleurs occupés - l'emploi - et les offres de travail insatisfaites -le chômage - ; la demande de travail, L_d , comprend les postes de travail occupés - l'emploi - et les demandes de travail insatisfaites ou postes vacants. on écrira donc :

$$L_s = E + U \quad (1)$$

$$L_d = E + V \quad (2)$$

où U désigne le chômage et V les emplois vacants.

Les entreprises qui ont des postes vacants cherchent des travailleurs et les chômeurs sont à la recherche d'emploi. Entreprises et chômeurs sont donc engagés

¹Lambert (1988).

dans un processus d'appariement, activité distincte de l'activité de production. On peut donc considérer que le marché du travail est constitué de deux secteurs : le secteur de production auquel participent les entreprises et les travailleurs, et le secteur d'échange, dans lequel se rencontrent les entreprises qui ont des postes vacants et les chômeurs. L'équilibre sur le marché du travail se définit dès lors comme l'équilibre simultané dans chacun des secteurs.

II. 1 EQUILIBRE DANS LE SECTEUR D'ECHANGE

Le secteur d'échange est celui où se rencontrent les demandeurs d'emplois d'une part, et les entreprises qui offrent des emplois, d'autre part. Seuls les chômeurs sont engagés dans la recherche d'emploi. Il y a équilibre dans le secteur d'échange lorsque le flux net de chômeurs est nul. Celui-ci se représente par l'identité suivante :

$$\Delta U = I - O \quad (3)$$

où ΔU est la variation du stock de chômeurs entre le début de la période précédente et le début de la période courante; I et O représentent respectivement les entrées au chômage et les sorties du chômage au cours de la période précédente. En l'absence de croissance ou de turnover de la population active, les seuls flux sur le marché du travail sont les flux emploi-chômage et chômage-emploi. D'où, O correspond aux engagements, H , et, sous l'hypothèse que les entreprises se séparent de leur travailleurs à un taux exogène, s , $I=sE$. Les engagements résultent de l'appariement réalisé entre chômeurs et emplois vacants. On peut les représenter par la fonction suivante :

$$H = h(U, V) \quad (4)$$

La fonction d'appariement est concave et homogène de degré 1. L'hypothèse d'homogénéité ou de rendements constants est nécessaire pour garantir un taux de chômage constant dans une économie en croissance équilibrée, cas que nous envisagerons ultérieurement. En outre, cette hypothèse semble empiriquement plausible (Blanchard-Diamond, 1990). Lorsque le nombre de postes vacants augmente pour un nombre de chômeurs donné, la probabilité qu'un chômeur quelconque trouve un emploi augmente, ce qui justifie $h_2 > 0$. De même, la probabilité qu'un poste vacant se transforme en emploi augmente lorsque le nombre de chômeurs augmente relativement au nombre de postes vacants, d'où $h_1 > 0$. Les rapports H/U et H/V désignent respectivement le taux d'engagement, ou taux de transition chômage-emploi, et le taux de transformation d'un poste vacant en poste occupé. L'hypothèse d'homogénéité permet d'écrire :

$$\frac{H}{U} = h\left(1, \frac{V}{U}\right) \quad \text{et} \quad \frac{H}{V} = h\left(\frac{U}{V}, 1\right) \quad (5)$$

H/U est une fonction croissante du rapport V/U et H/V est une fonction décroissante de V/U .

En remplaçant dans (3) I par sE et O par (4) on a:

$$\Delta U = sE - h(U, V) \quad (6)$$

A l'équilibre stationnaire, $\Delta U = 0$, d'où :

$$sE = h(U, V) \quad (7)$$

c'est-à-dire que les flux d'entrées et de sorties du chômage sont égaux. Substituant dans (7) à E sa valeur à partir de (1) et à $h(U, V)$, le produit du taux d'engagement et du nombre de chômeurs, nous obtenons le chômage à l'équilibre stationnaire :

$$U = \frac{sL_s}{s + \frac{H}{U}} = \frac{sL_s}{s + h\left(1, \frac{V}{U}\right)} \quad (8)$$

Le taux de chômage à l'équilibre stationnaire, U/L_s s'exprime uniquement en fonction des taux de transition s et H/U , soit :

$$\frac{U}{L_s} = \frac{s}{s + \frac{H}{U}} = \frac{s}{s + h\left(1, \frac{V}{U}\right)} \quad (9)$$

Comme H/U est une fonction de V/U , le chômage ne sera stationnaire que si le nombre de postes vacants est stationnaire. Celui-ci est déterminé dans le secteur de production qui fait l'objet de la section suivante. Les paires emplois vacants - chômage telles que le chômage est stationnaire sont représentées dans le graphique 2 et correspondent à ce qui est appelé la courbe UV ou courbe de Beveridge. Etant donné les propriétés de la fonction d'appariement, la pente de la courbe de Beveridge est négative et convexe par rapport à l'origine. Une augmentation des postes vacants entraîne une diminution du chômage car les chômeurs trouvent plus aisément un emploi. Mais le "rendement" marginal des postes vacants est décroissant, d'où la convexité.

Dans ce qui précède, nous n'avons pas tenu compte des facteurs qui influencent l'efficacité du processus d'appariement. Or, de cette efficacité dépendra, à nombre de chômeurs et d'emplois vacants donné, le nombre d'engagements. D'où l'importance d'introduire dans la fonction d'appariement des indicateurs d'efficacité. L'absence de problèmes *structurels* sur le marché du travail est le premier facteur apte à garantir l'efficacité du processus d'appariement. Ces problèmes structurels, généralement désignés par le terme de *mismatch*, sont liés à la présence de disparités régionales, sectorielles, d'occupation ou de qualification entre postes vacants et demandeurs d'emploi. Un second facteur d'efficacité est la qualité et la vitesse d'information concernant les postes vacants et les qualifications des demandeurs d'emploi. L'information imparfaite est source de *frictions* sur le marché du travail et peut justifier la coexistence, à un moment donné du temps, de postes vacants et de chômeurs à l'intérieur d'un même marché, défini par la localisation, la qualification, le secteur. Le comportement des employeurs et des demandeurs d'emploi n'est pas sans incidence sur ces frictions : un alourdissement des procédures de sélection, une diminution du temps et de l'énergie consacrés à la recherche d'un emploi entravent l'efficacité du processus d'appariement. La fonction d'engagement (4) peut donc s'écrire:

$$H = h(U, V, c, d, m) \quad (4')$$

avec $h_1, h_2, h_3, h_4 > 0$ et $h_5 < 0$; c et d sont des indicateurs de comportement et représentent les frictions potentielles sur le marché du travail : c est un indicateur de l'intensité avec laquelle les chômeurs recherchent un emploi et d , un indicateur de la souplesse des critères de sélection des employeurs; m est un indicateur du "mismatch". Toutes choses égales par ailleurs, le nombre d'engagements sera d'autant plus élevé que c est élevé, c'est-à-dire que le nombre d'offres de travail effectifs est élevé, que d est élevé, c'est-à-dire que les critères de sélection des employeurs rendent un grand nombre de chômeurs éligibles et que m est faible, c'est-à-dire que la correspondance entre les caractéristiques des emplois offerts et demandés est élevée. Nous pouvons réécrire la condition d'équilibre stationnaire de la manière suivante :

$$sE = h(U, V, c, d, m) \quad (7')$$

La courbe UV représente donc les paires emplois vacants-chômage à l'équilibre stationnaire, pour des valeurs données des paramètres c, d et m . Ces paramètres déterminent l'emplacement de la courbe de Beveridge.

II. 2 EQUILIBRE DANS LE SECTEUR DE PRODUCTION

Il y a équilibre dans le secteur de production lorsque l'offre de postes de travail et le salaire réel sont à l'équilibre. Le nombre d'emplois et de postes vacants résulte de la maximisation de la valeur présente du profit attendu par les entreprises. Le salaire réel est le résultat d'une négociation implicite entre les entreprises et les travailleurs. Ce salaire est anticipé correctement par les entreprises qui, dans le processus de maximisation, le considèrent comme donné. Nous pouvons relier de la façon suivante l'emploi, E_i , et les postes vacants, V_i , au sein d'une entreprise i :

$$\dot{E}_i = \frac{H}{V} V_i - sE_i \quad (10)$$

où \dot{E}_i est la variation d'emploi d'une période à l'autre; H/V , qui dépend du rapport U/V agrégé, est en dehors du contrôle de l'entreprise. La variable de décision est le nombre de postes vacants. Soit Π_i la valeur présente du profit attendu que Pissarides (1990) représente par la fonction suivante :

$$\Pi_i = \int_0^{\infty} e^{-rt} [F(K_i, E_i) - wE_i - \gamma_0 V_i - \dot{K}_i - \delta K_i] dt \quad (11)$$

où $F(K_i, E_i)$ est une fonction de production à rendements constants, K_i le capital, \dot{K}_i la variation du stock de capital, r , le taux d'intérêt réel, δ , le taux de dépréciation du capital, w , le salaire réel et γ_0 le coût d'un poste vacant par unité de temps. Les entreprises maximisent (11) par rapport à K_i et V_i où V_i répond à (10). Substituant

à V_i dans (11) sa valeur à partir de (10), on obtient :

$$\prod_i = \int_0^{\infty} e^{-rt} \left[F(K_i, E_i) - wE_i - \gamma_0 \frac{V}{H} (E_i + sE_i) - K_i - \delta K_i \right] dt \quad (11')$$

Les conditions de premier ordre à l'équilibre stationnaire, lorsque w et U/V sont constants, sont :

$$F_K(K_i, E_i) - \delta - r = 0 \quad (12)$$

$$F_E(K_i, E_i) - w - (r + s)\gamma_0 \frac{V}{H} = 0 \quad (13)$$

Ces conditions impliquent que, à l'équilibre, la productivité marginale du capital est égale à la somme des taux d'intérêt et de dépréciation, et que la productivité marginale du travail est égale à la somme du salaire réel et du coût d'embauche, celui-ci étant proportionnel à la durée d'une vacance, représentée par l'inverse du rapport H/V . L'homogénéité de la fonction de production permet de ré-exprimer $F_E(K_i, E_i)$ et $F_K(K_i, E_i)$ en fonction du rapport K_i/E_i . Les variables autres que K_i et E_i ne sont pas indexées par i , ce qui signifie que toutes les entreprises font face aux mêmes valeurs de ces variables; dès lors, le rapport K_i/E_i est identique pour toutes les entreprises et nous le définirons par k . On peut donc écrire :

$$f(k) = \frac{1}{E_i} F(K_i, E_i) \quad (14)$$

où $f(k)$ est la production par travailleur,

$$F_K(K_i, E_i) = f'(k) \quad (15)$$

$$F_E(K_i, E_i) = f(k) - kf'(k) \quad (16)$$

Remplaçant dans (13) $F_E(K_i, E_i)$ par sa valeur en (16), on a:

$$f(k) - kf'(k) - w - (r + s)\gamma_0 \frac{V}{H} = 0 \quad (17)$$

que l'on peut encore écrire en tenant compte de (14) et (11) comme :

$$f(k) - (r + \delta)k - w - (r + s)\gamma_0 \frac{V}{H} = 0 \quad (18)$$

La condition (18) donne l'offre de postes de travail qui maximise le profit des entreprises. Pour un niveau de chômage donné, et donc d'emploi, l'offre de postes vacants est une fonction croissante de la productivité marginale du travail et décroissante du salaire réel et du coût d'embauche.

Pour compléter l'analyse, il nous reste à présenter la fonction de salaire réel. Les arguments de cette fonction sont le salaire de réservation, que l'on peut

représenter par le montant des allocations-chômage, z , la productivité marginale du travail, le coût moyen d'embauche, $\gamma_0 V/U$, ainsi que le pouvoir des travailleurs dans la négociation salariale, qui détermine le coefficient de partage de la valeur nette créée, β . Le pouvoir de négociation est lui-même une fonction croissante du rapport V/U : lorsque le nombre de postes vacants augmente pour un nombre donné de chômeurs, le pouvoir de ceux-ci dans la négociation salariale augmente. Pissarides donne à cette fonction de salaire la forme suivante :

$$w = (1 - \beta)z + \beta \left[f(k) - (r + \delta)k + \frac{V}{U} \gamma_0 \right] \quad (19)$$

On voit donc que le salaire réel est une fonction croissante de z , de β , de la productivité marginale du travail et du coût d'embauche. L'influence de ce dernier facteur s'interprète de la manière suivante : lorsqu'un emploi vacant devient occupé, l'entreprise réalise une économie sur les coûts d'embauche et partage ce surplus avec le travailleur.

On peut remplacer dans (18) w par le membre de droite de (19); notant en outre que

$$\frac{V}{H} = \frac{U}{H} \frac{V}{U} \quad (20)$$

et substituant, on obtient :

$$(1 - \beta) \left[f(k) - (r + \delta)k - z \right] - \gamma_0 \frac{V}{U} \left[(r + s) \frac{U}{H} + \beta \right] = 0 \quad (21)$$

Dégageant ensuite de (9) la valeur de U/H à l'équilibre stationnaire :

$$\frac{U}{H} = \frac{1}{s} \frac{U}{L_s - U} \quad (22)$$

on obtient, par substitution de (22) dans (21) :

$$(1 - \beta) \left[f(k) - (r + \delta)k - z \right] - \gamma_0 \left[\beta \frac{1}{U} + \frac{r + s}{s} \frac{1}{(L_s - U)} \right] V = 0 \quad (23)$$

L'équation (23) donne l'équilibre dans le secteur de production. L'équilibre est défini comme l'offre de postes de travail qui maximise le profit lorsque le salaire réel et le chômage, et donc l'emploi, sont à l'équilibre. Nous pouvons tracer dans l'espace U - V la courbe VS (offre de vacances) qui représente l'équilibre dans le secteur de production. Sous l'hypothèse que le taux de chômage est faible relativement au taux d'emploi, VS a une pente positive et sa pente est plus faible que celle de V/U (Pissarides, 1990). On peut interpréter la pente positive de la manière suivante. Lorsque le salaire réel et l'offre de postes de travail sont à l'équilibre, une augmentation du chômage implique que des postes profitables ne sont pas pourvus. En conséquence, les entreprises augmentent le nombre de postes vacants. D'autre part, la hausse du chômage par rapport au nombre de postes vacants diminue le

pouvoir de négociation des travailleurs, ce qui implique une baisse du salaire réel et donc une augmentation de l'offre de postes de travail.

Nous terminerons cette section en considérant l'impact sur la relation emplois vacants-chômage, d'une croissance de la population active dans une économie en croissance équilibrée. Supposons que la population active croisse à un taux n . A l'équilibre stationnaire, l'emploi et le chômage croissent également au taux n . Etant donné l'hypothèse de rendements constants de la fonction d'appariement, cette condition est réalisée lorsque le nombre d'emplois vacants et le nombre de chômeurs croissent au même taux. Sous l'hypothèse que les entrants dans la population active ne trouvent pas immédiatement d'emploi et sont donc temporairement chômeurs, la condition d'équilibre stationnaire devient :

$$\Delta U = sE + nL_s - H = nU \quad (7'')$$

d'où l'on tire le taux de chômage à l'équilibre stationnaire :

$$U = \frac{(s+n)L_s}{s+n+\frac{H}{U}} \quad (9')$$

Les équations de salaires et de maximisation du profit ne sont pas affectées par la croissance de la population active. A l'équilibre stationnaire, le stock de capital, l'emploi, le chômage et le nombre de postes vacants croissent au même taux que la population active. Rappelant que l'équilibre dans le secteur de production dépend de la valeur de U/H à l'équilibre stationnaire, il convient de tenir compte de l'impact de la croissance de la population active sur celle-ci. De l'équation (9'), nous tirons la valeur de U/H :

$$\frac{U}{H} = \frac{1}{(s+n)} \frac{U}{L_s - U} \quad (22')$$

et nous substituons dans l'équation (21), U/H par sa valeur donnée en (22') pour obtenir l'équilibre dans le secteur de production dans le cas de croissance de la population active :

$$(1-\beta)\left[f(k)-(r+\delta)k-z\right]-\gamma_0\left[\beta\frac{I}{U}+\frac{r+s}{s+n}\frac{I}{L_s-U}\right]V=0 \quad (23')$$

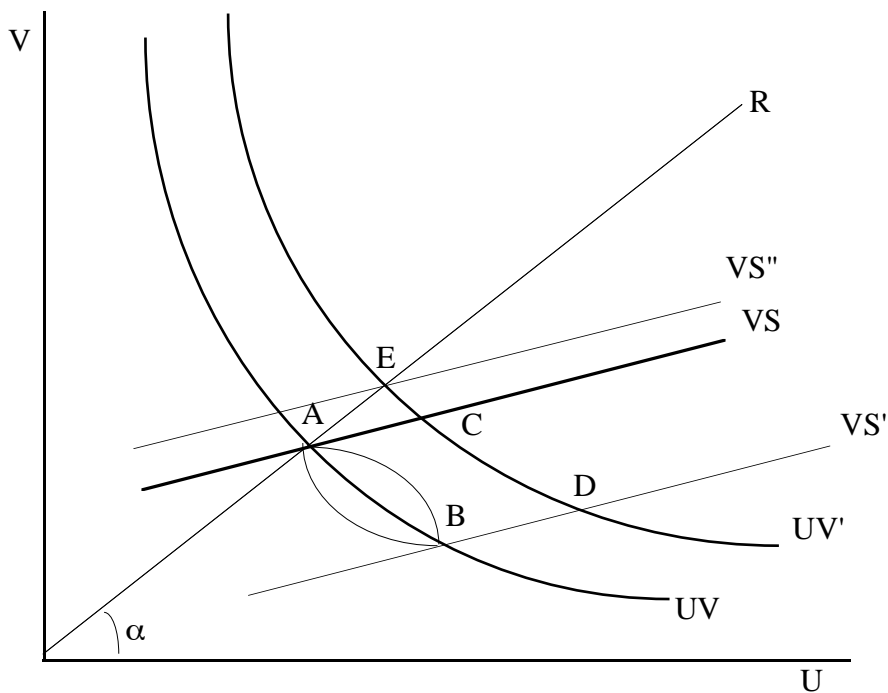
On remarque que le coût d'embauche est inférieur en cas de croissance de la population active : l'arrivée sur le marché du travail de nouveaux chômeurs augmente, dans un premier temps, le nombre de chômeurs relativement au nombre de postes vacants, d'où le taux de transformation d'un poste vacant en emploi s'élève et la durée d'une vacance de poste diminue.

II. 3 STATIQUE COMPARATIVE

Le graphique 1 permet d'étudier l'impact de chocs exogènes sur les courbes UV et VS. Le point A, à l'intersection de UV et VS, représente l'équilibre

simultané dans les secteurs d'échange et de production et est considéré ici comme le point d'équilibre stationnaire en l'absence de croissance de la population active. Partant de l'origine, la droite R passe par le point A et forme avec l'abscisse l'angle α qui donne le rapport V/U à l'équilibre.

Graphique 1.



Les déplacements de VS résultent de chocs exogènes qui affectent la demande de travail ou la formation des salaires. Ainsi, une contraction autonome de la demande de produits diminue la productivité marginale du travail à tout niveau de salaire réel et de chômage. En conséquence, la demande de travail et le nombre de postes vacants diminuent et VS se déplace vers le bas. On observera de même un déplacement de la courbe VS vers le bas lorsqu'une hausse exogène des paramètres qui affectent le salaire réel, à savoir β, z, γ_0 , font monter celui-ci. Le dernier facteur susceptible d'entraîner un déplacement de VS est le taux d'intérêt réel. Une hausse de r diminue le stock de capital d'équilibre; en conséquence, le rapport K/E diminue, ainsi que la productivité marginale du travail, d'où l'offre de postes de travail diminue et VS se déplace vers le bas. Dans tous ces cas où la demande de travail, et le nombre de postes vacants diminuent, les engagements diminuent; en conséquence, le chômage augmente et le nouvel équilibre se situe en B. Lorsque la demande de travail revient à son niveau initial, les emplois vacants augmentent et le chômage diminue. On revient progressivement au point A. La dynamique emplois vacants-chômage de court terme décrit un mouvement en sens inverse des aiguilles

d'une montre, telle que représentée sur le graphique. Les emplois vacants réagissant plus rapidement que le chômage à des chocs conjoncturels, on peut observer dans la phase de retour à l'équilibre, une augmentation simultanée du chômage et des postes vacants (Pissarides, 1985).

La courbe UV se déplace vers la droite lorsque l'économie connaît une augmentation des changements structurels ou lorsque le processus d'appariement devient moins efficace. En l'absence de choc de demande agrégée, la demande de travail agrégée est stationnaire et les changements structurels provoquent simplement une réallocation du travail entre secteurs en fonction des modifications de composition de la demande finale². Une augmentation des changements structurels se traduit par une hausse du taux de séparation, s , dans les secteurs qui subissent une baisse de la demande, ce qui implique, en vertu de l'équation (9) ou (9') une hausse du chômage, et pour une technologie d'appariement donnée, une hausse des postes vacants. Quant à l'efficacité du processus d'appariement, comme l'indique l'équation (4'), elle dépend du comportement des chômeurs et des employeurs face à l'embauche et du degré de mismatch sur le marché du travail. Une baisse des paramètres c et d ³ ou une hausse de m implique, pour un flux de chômeurs et de postes vacants donnés, une diminution du nombre d'engagements, d'où une augmentation du stock de chômeurs et d'emplois vacants et un déplacement de UV en UV'. Le nouvel équilibre se situe en C.

Une augmentation du taux de croissance de la population active entraîne un déplacement de UV vers la droite, conformément à l'équation 9'. De plus, la réduction du coût d'embauche liée à la croissance de la population active implique un déplacement de VS vers le haut (équation 23'). Il y a donc à la fois une augmentation du chômage et des postes vacants. Comme, à l'équilibre stationnaire, le nombre de chômeurs et de postes vacants croissent au même taux que la population active, le rapport U/V est inchangé. Le point E , à l'intersection de UV', VS'' et R représente l'équilibre stationnaire lorsque la population active croît à un taux n . Le passage de A à E traduit l'impact de la hausse du taux de croissance de la population active et implique une hausse des taux de chômage et d'emplois vacants. Si la population active continue à croître à ce même taux n pendant plusieurs périodes, le taux de chômage restera inchangé, pour autant que l'on soit en croissance équilibrée; en revanche, le taux de chômage augmentera en cas de

² Lilien (1982) montre que la plus grande partie des fluctuations du chômage qu'ont connues les Etats-Unis dans les années septante s'explique par des changements structurels exceptionnels et non par des variations de la demande agrégée.

³ Certaines modifications en matière de réglementation du travail ou du chômage peuvent avoir une incidence sur les paramètres c et d . En ce qui concerne le comportement des chômeurs, plusieurs études ont établi un lien entre la générosité des allocations de chômage et la durée du chômage (Bean, 1994); Gujarati (1972) attribue le déplacement de la courbe UV au Royaume-Uni à partir de 1965 à des modifications de législation concernant les revenus de remplacements. Quant aux employeurs, un renforcement des contraintes légales en matière d'embauche et/ou de licenciement peut les amener à durcir leurs critères de sélection avec en conséquence un allongement des procédures de sélection et une augmentation de la durée des vacances de postes.

croissance non équilibrée, c'est-à-dire si le stock de capital et l'emploi croissent à un taux inférieur à celui de la population active.

Enfin, à partir du diagramme UV-VS, nous pouvons décrire des situations stylisées susceptibles de fournir des éléments d'explication à la persistance du chômage observée dans les pays européens, et particulièrement en Belgique. Considérons un choc négatif de demande agrégée entraînant un déplacement de VS vers le bas. Comme nous l'avons vu plus haut, en l'absence d'autres changements dans l'économie, lorsque la demande recouvre son niveau de départ, VS revient à sa position initiale et on retourne progressivement vers l'équilibre initial. Plusieurs situations peuvent rendre ce retour à l'équilibre initial moins immédiat. Par exemple, la baisse de demande agrégée s'accompagne ou est suivie de changements structurels. Cette modification de composition de la demande agrégée entraîne un déplacement de UV vers la droite. A moins d'une parfaite mobilité inter-régionale ou inter-sectorielle des travailleurs, ces changements structurels sont source de mismatch, qui lui-même tend à renforcer le déplacement de UV vers la droite. D'autres situations où l'on observera un déplacement de VS vers le bas et de UV vers la droite, sont des situations où le déséquilibre entre l'offre et la demande de travail tend à se maintenir. Ces cas se présentent si le choc initial de demande, au lieu d'être temporaire, accuse un caractère plus permanent, ou s'il est suivi d'une succession de chocs qui maintiennent VS en VS', à savoir un salaire réel rigide à la baisse⁴, une hausse du taux d'intérêt réel ou une réduction d'incitation à la création d'emploi.⁵ Dans ces circonstances, la durée individuelle du chômage tend à augmenter. Celle-ci peut entraîner une démotivation des chômeurs allant, pour un certain nombre d'entre eux, jusqu'à l'abandon complet de recherche d'emploi, ou être utilisée par les employeurs, qui la considèrent comme un signal de perte de capital humain, comme critère de discrimination à l'embauche. Plusieurs études empiriques ont mis en évidence le lien négatif existant entre durée du chômage et taux de sortie du chômage.⁶ Si les coefficients c et d sont différents pour les chômeurs de courte et de longue durée, une hausse de la proportion des chômeurs de longue durée dans le chômage total

⁴L'idée formalisée dans les modèles "insider-outsider" selon laquelle les chômeurs n'ont pas de poids dans la détermination des salaires permet d'expliquer la rigidité à la baisse du salaire suite à un choc défavorable de demande agrégée. Voir par exemple Blanchard et Summers (1987) où différentes hypothèses concernant le poids des chômeurs dans la détermination du salaire sont envisagées.

⁵ Pissarides (1992) développe un modèle à générations imbriquées dans lequel la création d'emplois est une fonction décroissante du niveau moyen de qualification des demandeurs d'emplois. Si le chômage entraîne une perte de capital humain, le niveau moyen de qualification des demandeurs d'emploi diminue et entraîne donc une désincitation à la création d'emplois.

⁶Budd et alii (1988) montrent, à partir de données concernant le Royaume-Uni en 1984, que la probabilité de quitter le chômage après un trimestre est de 42% et que cette probabilité diminue lorsque le nombre de trimestres augmente, pour n'être plus que de 11% après 5 trimestres. Une étude Dor et alii(1995) portant sur les facteurs déterminant les taux de sortie du chômage en Belgique montre que la part des chômeurs de plus de 2 ans dans le chômage de longue durée influence négativement le taux de sortie du chômage.

entraîne une baisse des coefficients c et d moyens et peut expliquer un déplacement de la courbe UV vers l'extérieur (Budd et alii, 1988; Möller, 1990), et un nouvel équilibre au point D . En conséquence du déplacement de UV, lors du retour de VS' en VS, l'équilibre se situe en C où le chômage est plus important qu'en A . Les changements structurels de la demande, le mismatch, les modifications de comportement des chômeurs et des employeurs ont entraîné de *l'hystérèse*, c'est à dire un maintien du chômage à un niveau supérieur à celui observé avant le choc, après que la cause initiale du chômage ait disparu.

III EMPLOIS VACANTS ET CHOMAGE EN BELGIQUE

Le graphique ci-dessous représente la relation taux d'emplois vacants - taux de chômage observée en Belgique entre 1970 et 1993. Le taux de chômage et le taux d'emplois vacants sont respectivement les rapports U/Ls et V/Ls , où U et V représentent respectivement le nombre de chômeurs et le nombre de postes vacants. Les données sont mensuelles et les sources sont décrites en annexe.

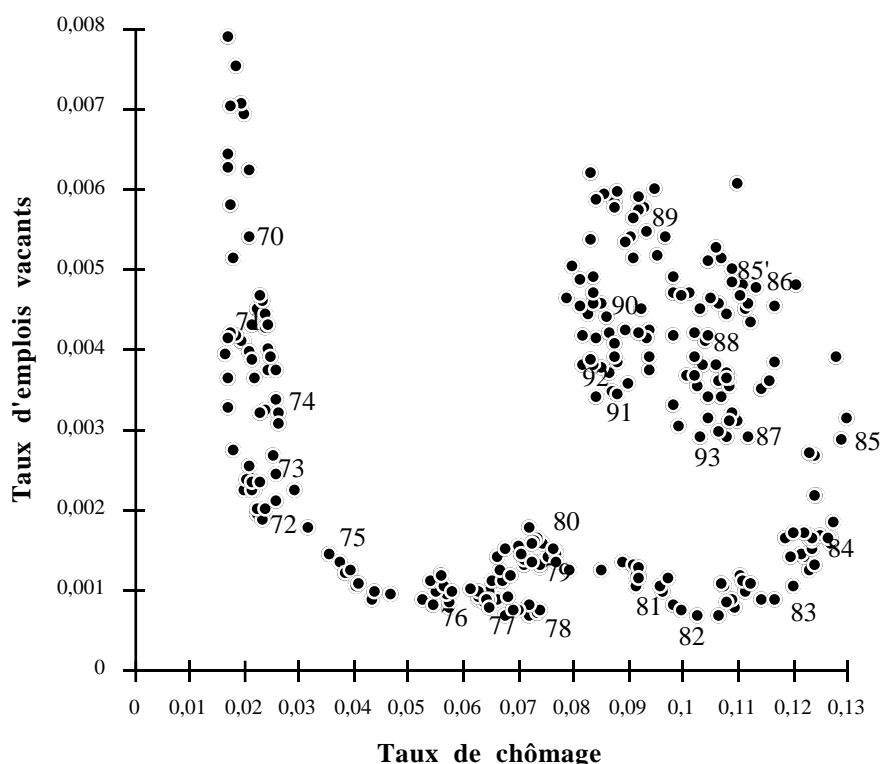
En ce qui concerne le chômage, la série qui nous a paru la plus appropriée est celle des chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi (CCIDE) qui comprend l'ensemble des chômeurs indemnisés engagés dans la recherche d'un emploi. Sont en effet exclus de cette série, les chômeurs indemnisés non demandeurs d'emploi - c'est le cas des chômeurs dispensés pour raison sociales ou familiales et des chômeurs âgés, sortis de cette catégorie depuis 1985-, ainsi que les demandeurs d'emploi non-indemnisés - demandeurs d'emploi occupés et dont l'activité principale n'est pas la recherche d'emploi., travailleurs licenciés dont la durée d'occupation est insuffisante que pour ouvrir le droit aux allocations et nouveaux entrants sur le marché du travail qui ne seront admis au bénéfice de l'allocation-chômage qu'après une période d'attente.

Les emplois vacants sont les emplois déclarés vacants à l'office national de l'emploi (ONEM). Ceux-ci comprennent les emplois vacants ordinaires et les emplois vacants créés, tant dans le secteur public que privé, sous l'impulsion des pouvoirs publics dans le but de résorber le chômage. Des données désagrégées par type de postes vacants n'existent qu'à partir de 1983; c'est pourquoi, pour la période 1970-1993, nous n'avons pu les séparer. Par ailleurs, nous sommes conscients que les emplois vacants officiels ne représentent qu'une partie des emplois vacants dans l'économie et que le recours aux services de l'office de l'emploi a pu fluctuer au cours de la période étudiée. D'une enquête menée en 1987 par le VDAB⁷ auprès d'entreprises situées dans la partie flamande du pays, il ressort que seulement 20% des entreprises ont recours au service régional de l'emploi; en outre, la fréquence du recours au service de placement régional est une fonction croissante de la taille des entreprises et décroissante de la qualification des travailleurs recherchés. Il est donc possible que la structure de qualifications des emplois vacants officiels ne soit pas représentative de la structure des emplois vacants totaux. Dans une étude portant sur des données britanniques, Jackman et al. (1989) proposent une méthode d'ajustement quantitatif de la série des emplois vacants. Van Haepelen (1993)

⁷Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding.

utilise cette méthode pour corriger la série des emplois vacants; les données disponibles pour la Belgique ne permettent cependant d'opérer cet ajustement qu'à partir de 1982, d'où nous avons utilisé la série brute. Il convient de noter toutefois qu'au Royaume-Uni, les résultats des tests économétriques de la relation UV ne sont pas sensiblement affectés par le choix de l'une ou l'autre série.⁸

Graphique 2 : Courbe de Beveridge, 1970-1993



Données mensuelles, janvier 1970-septembre 1993
 Les dates 70 - 93 correspondent au mois de janvier de chaque année et les dates; 85' correspond au mois de juin 1985.

La relation entre le taux d'emplois vacants et le taux de chômage apparaît très instable à partir de 1975 : on remarque en effet plusieurs taux de chômage pour

⁸Voir par exemple Jackman et al. (1989) et Budd et al. (1988)

un même taux d'emplois vacants, et inversement, plusieurs taux d'emplois vacants pour un même taux de chômage. Les éléments les plus remarquables qui ressortent de ce graphique sont, tout d'abord, les baisses significatives du taux d'emploi vacants en 1974 et 1980, coïncidant avec les chocs pétroliers. Ensuite, le maintien du taux d'emplois vacants à un niveau relativement faible et la forte augmentation du taux de chômage au cours de la période 1975-1984. Enfin, à partir de 1983, le retour progressif du taux d'emplois vacants aux niveaux du début des années septante tandis que le chômage reste supérieur à son niveau de 1980. Nous présentons ci-après une analyse de l'évolution des différents facteurs susceptibles d'avoir influencé les déplacements des courbes UV et VS.

III. 1 LES DEPLACEMENTS DE VS

Le graphique 3 représente l'évolution de la population active, L_s , et de la demande de travail, L_d , qui comprend l'emploi et les postes vacants. C'est l'évolution de la demande de travail qui nous intéresse pour expliquer les déplacements de VS. Nous constatons une diminution substantielle de cette demande entre 1974 et 1985. Les mouvements de baisse s'amorcent lors des chocs pétroliers de 1973 et 1980 et se prolongent au-delà. Ces chocs peuvent expliquer la baisse de VS, mais d'autres facteurs sont nécessaires pour expliquer le maintien de VS dans une position inférieure à celle qui précède les chocs, voire la baisse ultérieure de VS. Comme le suggère le modèle théorique, l'explication réside dans une hausse du taux d'intérêt réel ou/et dans une hausse des paramètres z et β entraînant une hausse des salaires réels.

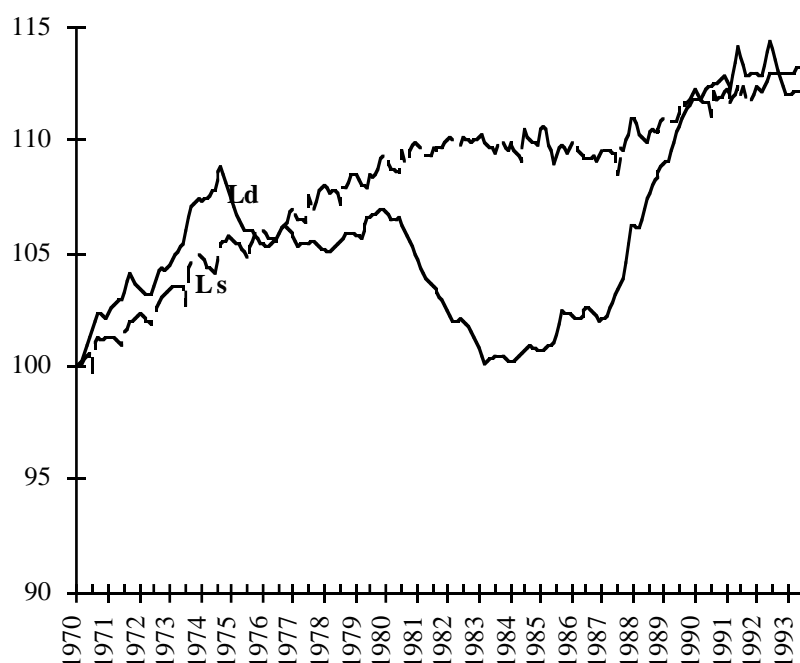
La hausse du taux d'intérêt réel observée depuis la fin des années septante jusqu'au milieu des années quatre-vingt serait responsable d'une baisse de l'investissement (particulièrement de 1981 à 1985) et d'un déficit en capacités de production et en postes de travail. C'est la thèse soutenue par Bean (1989) et Mehta-Sneessens (1994) qui montrent, respectivement pour un ensemble de pays européens et pour la Belgique, que ce déficit en capacités de production se traduit par un écart croissant, au cours de la période 1975-1985, entre la population active et le niveau d'emploi correspondant à la pleine utilisation des capacités de production. De même, de la Croix et al. (1994)⁹, mettent en évidence l'existence d'une relation de long terme entre taux d'intérêt et taux de chômage.

En ce qui concerne β , qui représente le pouvoir de négociation des travailleurs, il aurait dû baisser en raison de la baisse du rapport V/U , et entraîner une baisse des salaires réels. La hausse des salaires réels qu'a connue la Belgique

⁹de la Croix et al. (1994) testent, pour plusieurs pays dont la Belgique, l'existence d'une relation de cointégration entre taux d'intérêt et taux de chômage au cours de la période 1960-1990. Ils utilisent deux types de tests : les tests classiques et les tests bayésiens. Si l'on tient compte du changement de régime intervenu en 1974, les tests bayésiens de cointégration ne rejettent, pour aucun pays européen de l'échantillon, l'hypothèse de cointégration, c'est-à-dire l'existence d'une relation de long terme, entre taux d'intérêt et taux de chômage. En outre, le sens de la causalité va du taux d'intérêt au taux de chômage. Dans tous les pays européens étudiés, le rôle du taux d'intérêt est déterminant au cours de la période 1979-85, et en Belgique, son influence se marque déjà au cours de la période 1973-79.

dans la première moitié des années quatre-vingt (Mehta-Sneessens, 1994), va à l'encontre de cette hypothèse et pourrait donner raison au modèle insider-outsider (Blanchard et Summers, 1987). En revanche, le montant moyen de l'allocation-chômage en termes réels accuse une diminution depuis 1976 (Mehta-Sneessens, 1994); le salaire de réservation, z , ne devrait donc pas avoir contribué à la hausse des salaires réels.

Graphique 3 : indices d'évolution de la population active et de la demande de travail, 1970 = 100



III. 2 LES DEPLACEMENTS DE UV

L'analyse théorique a souligné le rôle de la croissance de la population active, du mismatch, et des modifications des paramètres de comportement des chômeurs et des employeurs dans le déplacement de la courbe UV. Nous présentons ci-après une brève analyse de ces variables.

III. 2. a La population active

Comme le montre le graphique 3, la population active augmente de 1970 à 1984, se stabilise entre 1984 et 1987, et augmente à nouveau jusqu'en 1993, alors

que, nous venons de le souligner, la demande de travail chute en 1975 et ne revient à son niveau de 1974 qu'à la fin des années 1980. La Belgique connaît une période d'une dizaine d'années pendant laquelle offre et demande de travail évoluent en sens opposés. Ceci signifie que l'on s'écarte de la croissance équilibrée caractérisée par une croissance à un taux identique de la population active, du stock de capital, de l'emploi et du chômage. Le graphique 1 permet une illustration aisée des évolutions en jeu. Si le stock de capital augmente à un rythme inférieur à celui de la population active, la croissance de l'emploi - et des postes vacants - est freinée, tandis que celle du chômage devient supérieure à celle de la population active. La courbe UV se déplace en UV', mais il n'est plus possible d'atteindre le point E qui représente l'équilibre stationnaire avec croissance de la population active. Le rapport V/U diminuant, on se trouve à la droite de R, par exemple en C, où le taux de chômage est plus élevé qu'en E. Cette situation s'aggrave davantage si le stock de capital diminue, ce qui semble avoir été le cas en raison de la baisse de l'investissement au cours de la période sous revue, ce qui implique un déplacement de VS en VS'. Les déplacements de UV et VS nous conduisent finalement au point D.

III. 2. b Le mismatch

Le deuxième facteur qui retiendra notre attention est le mismatch. Y-a-t-il eu, en Belgique, une aggravation des disparités professionnelles, régionales ou de qualifications, entre chômeurs et emplois vacants?

Les données disponibles nous ont permis de calculer des indicateurs de mismatch professionnel et régional. Les graphiques 4 et 5 présentent respectivement un indicateur du mismatch professionnel, MP , et deux indicateurs de mismatch régional, MR_1 et MR_2 . MP et MR_1 sont les indicateurs de mismatch proposés par Jackman-Roper (1987) :

$$MR_1 = MP = \frac{1}{2} |u_i - v_i|$$

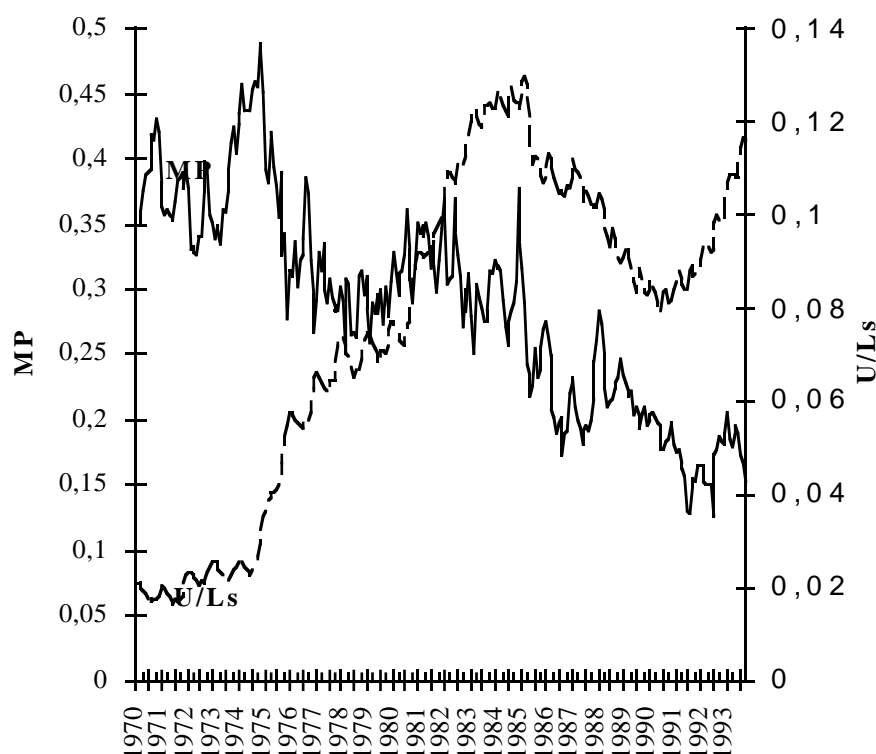
où u_i est le rapport du nombre de chômeurs dans la profession i (région i) sur le nombre total de chômeurs, U_i/U , et v_i le rapport du nombre d'emplois vacants dans la profession i (région i) sur le nombre total d'emplois vacants, V_i/V . Les données utilisées pour construire MP et MR_1 sont les offres et demandes d'emploi insatisfaites en fin de mois par profession et région respectivement. Les professions sont ventilées en 30 catégories et les régions correspondent aux 28 bureaux régionaux de recensement du chômage. Le second indicateur de mismatch régional est la variance du taux de chômage relatif (Jackman et alii, 1990), soit :

$$MR_2 = Var\left(\frac{f_i}{f}\right)$$

où f_i et f sont le taux de chômage dans la région i et le taux de chômage agrégé respectivement. En plus de la connaissance du nombre de chômeurs par région (profession), ce second indice nécessite la connaissance de la population active désagrégée par région (profession). Ne disposant que d'une ventilation de la

population active par région, sur base annuelle, nous n'avons pu calculer que l'indice de mismatch régional.

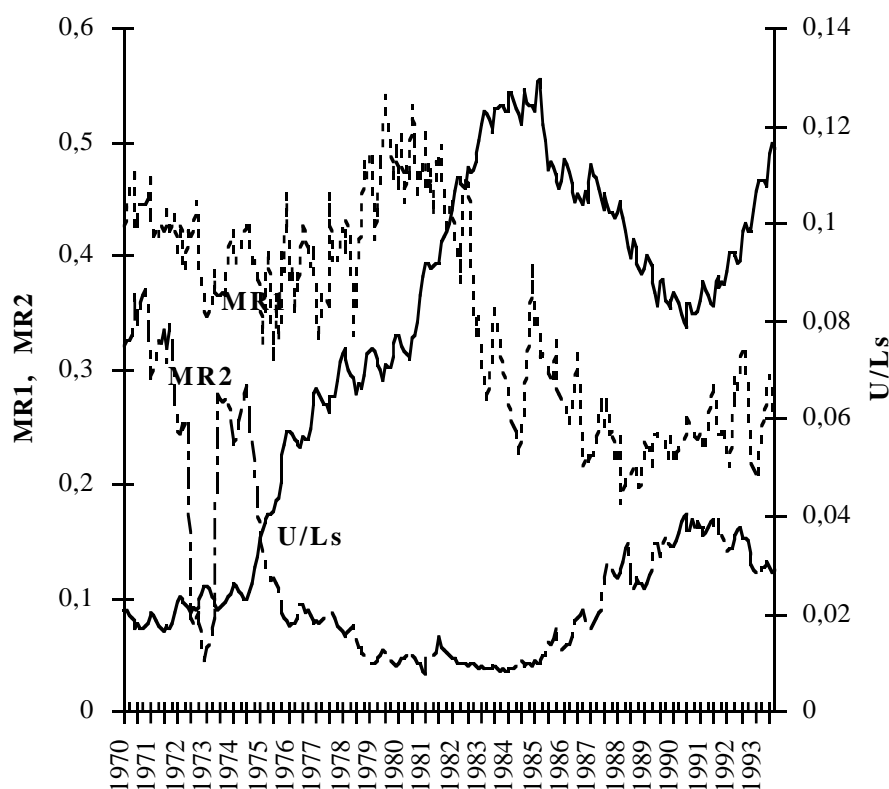
Graphique 4 : chômage et mismatch professionnel



La valeur de l'indicateur de Jackman-Roper varie entre 0 et 1 et représente la part du chômage structurel, c'est-à-dire lié à des disparités sectorielles ou régionales, dans le chômage total. L'idée sous-jacente de cet indicateur est qu'il y a absence de chômage structurel lorsque, pour une distribution sectorielle/régionale donnée des emplois vacants, la distribution du stock de chômeurs existant maximise le nombre d'engagements, ce qui implique que le taux de chômage est minimum. Jackman-Roper (1987) montrent que, sous l'hypothèse de fonctions d'appariement identiques dans tous les secteurs/régions, le taux de chômage est minimum lorsque les rapports U_i/V_i sont identiques dans tous les secteurs ou régions. Dans ce cas en effet, les rapports U_i/V_i sont égaux au rapport agrégé U/V et par suite, les rapports U_i/U et V_i/V sont identiques, ce qui annule l'indice de mismatch.

La variance du taux relatif de chômage mesure le mismatch comme la distance entre le chômage observé et le taux minimum de chômage compatible avec le NAIRU. S'appuyant sur des hypothèses fortes en ce qui concerne le mode de fixation des salaires au niveau sectoriel/régional, notamment sur l'hypothèse d'une relation négative entre salaire sectoriel/régional et taux de chômage sectoriel/régional, Jackman et alii (1990) montrent que ce taux minimum est obtenu lorsque les taux de chômage sont identiques sur tous les micro-marchés.

Graphique 5 : Chômage et mismatch régional



Tant les hypothèses de base de ces indicateurs que leurs propriétés statistiques sont sujettes à caution. Selon Padoa-Schioppa(1990), sauf à prouver l'existence d'une relation négative entre salaire et chômage sectoriel/régional, le taux de chômage minimum ne correspond pas au point où tous les taux de chômage sont égaux ; en conséquence, MR_2 perd sa capacité de mesurer le mismatch et n'est rien de plus qu'un indice de dispersion des taux relatifs de chômage.

En ce qui concerne les propriétés statistiques de ces indicateurs, Jackman-Roper (1987) montrent qu'une diminution de la demande agrégée, même neutre, c'est-à-dire répartie uniformément entre les secteurs, a tendance à affecter les indicateurs MP et MR_1 ; ceux-ci ne seraient invariants à une baisse de la demande agrégée que moyennant une fonction d'appariement particulière et un taux de chômage agrégé identique au taux de vacances, mais diminueraient lorsque le taux de chômage agrégé est supérieur au taux de vacances agrégé. Critique renforcée par l'étude de Entorf (1993) qui montre qu'une augmentation générale du chômage touchant uniformément les différentes régions (professions) a tendance à réduire la dispersion du chômage ce qui implique une baisse des deux indicateurs de mismatch Jackman-Roper (1987) et Jackman et alii (1990).

L'évolution de nos deux indicateurs de mismatch régional apparaît très différente. Si MR_2 et le taux de chômage tendent à évoluer en sens opposés, au contraire, MR_1 et le taux de chômage manifestent un certain parallélisme d'évolution. En ce qui concerne MP , dont la tendance de long terme est à la baisse, son évolution semble indépendante de celle du taux de chômage.

III. 2. c Les paramètres de comportement

Les paramètres de comportement sont inobservables et seront donc appréhendés par un indicateur. Le lien, que nous avons déjà souligné, entre le comportement des chômeurs et des employeurs à l'embauche et la durée du chômage fait de la proportion du chômage de longue durée dans le chômage total l'indicateur généralement utilisé dans les études économétriques.

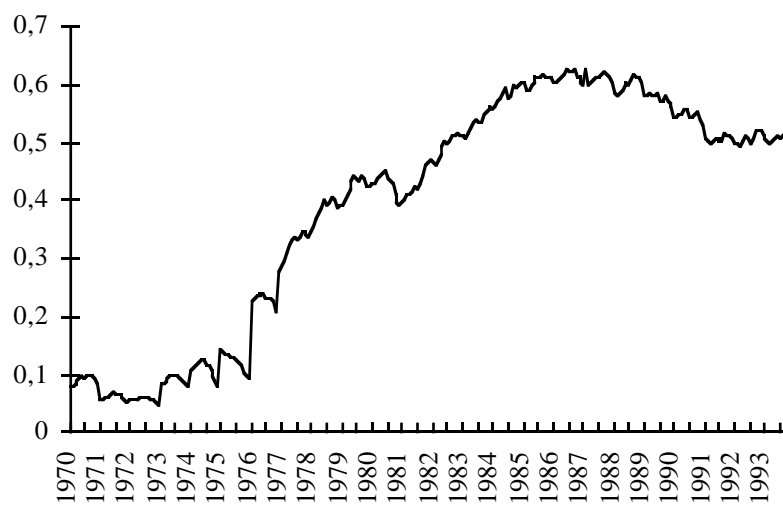
La relation de causalité entre la durée du chômage et les comportements des chômeurs et employeurs est à double sens. Dans le premier cas, l'augmentation de la durée du chômage, exogène, influence les comportements des chômeurs et des employeurs : démotivation des chômeurs dans la recherche d'un emploi et utilisation de la durée du chômage, vue par les employeurs comme un signal de perte de capital humain, en tant que critère négatif de sélection. Dans le second cas, les modifications de comportement des chômeurs et des employeurs expliquent la hausse de la durée individuelle du chômage et donc la hausse de la part du chômage de longue durée dans le chômage total. Quel que soit le sens de la causalité, la hausse de la proportion du chômage de longue durée représente une détérioration de l'efficacité du processus d'appariement liée aux comportements des chômeurs et des employeurs et peut expliquer un déplacement de la courbe UV vers l'extérieur.

Le graphique 6 présente l'évolution de la part du chômage de longue durée dans le chômage total, désigné par R . Le chômage de longue durée est défini ici comme le chômage de plus d'un an. L'évolution de R se caractérise par une forte croissance de 1975 à 1985. Au mois de juin 1985, mois où les chômeurs de longue durée âgés quittent la catégorie des CCIDE, s'amorce une période de baisse.

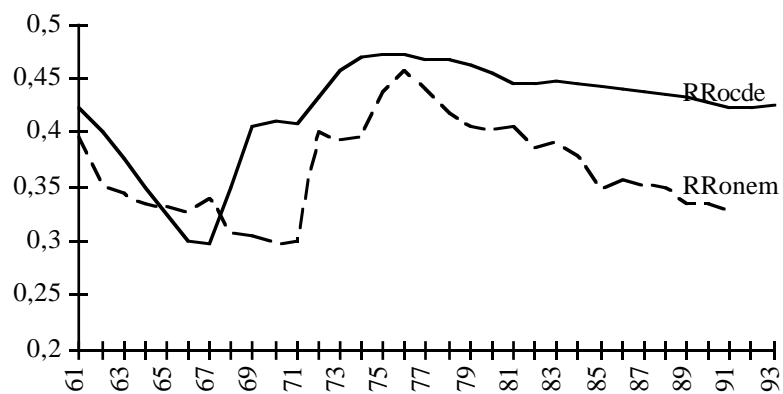
Sans vouloir préjuger du sens de la causalité entre variables de comportement et durée du chômage, il est intéressant de souligner ici la similitude d'évolution de R et de l'écart entre population active et demande de travail au cours de la même période, représentée dans le graphique 3. Il est assez naturel de penser que la persistance de l'excédent d'offre de travail par rapport à la demande ait

entraîné une baisse des taux de sortie du chômage et par suite, un allongement de la durée de celui-ci. Lorsque le chômage de longue durée concerne plus de 50% des

Graphique 6 : chômage de longue durée en pourcentage du chômage total.



Graphique 7 : Ratios de remplacement



Source : Van der Linden, 1997

chômeurs, les indices c et d moyens peuvent être sensiblement affectés, rendre le processus d'appariement moins efficace et donc contribuer à la hausse de R .¹⁰

Par ailleurs, comme nous l'avons déjà souligné, le facteur généralement invoqué pour justifier un allongement volontaire de la durée de chômage est la relative générosité des indemnités de chômage. Le graphique 7 présente les ratios de remplacement issus de deux sources de données différentes. Le premier, $RRonem$, est le rapport entre l'indemnité moyenne de chômage publiée par l'ONem¹¹ et le salaire moyen calculé au départ de données du Bureau du Plan. Le second, $RRocde$, est calculé par l'OCDE et consiste en la moyenne arithmétique des ratios de remplacement de 18 cas types obtenus en croisant niveaux de salaire, situations familiales et durées de chômage (Van der Linden, 1997). De la comparaison de l'évolution des variables représentées dans les graphiques 6 et 7, il ressort qu'à la forte progression de la part du chômage de longue durée dans le chômage total entre 1976 et 1985 correspond une baisse des ratios de remplacement. Ceux-ci tendent à se stabiliser en fin de période, pendant que la part du chômage de longue durée connaît une diminution. La baisse plus prononcée de $RRonem$ s'explique par le fait que lorsque la durée moyenne d'inoccupation augmente, une part croissante des chômeurs bénéficie d'une indemnité réduite - ce qui justifie la relation inverse entre part du chômage de longue durée et ratio de remplacement -, évolution sous-estimée par $RRocde$ en raison du choix des individus de référence. Dans les deux cas cependant, l'évolution du ratio de remplacement, qui traduit une hausse du coût d'opportunité de l'inactivité, devrait avoir découragé plutôt qu'encouragé l'allongement volontaire de la durée du chômage. Notons enfin que la hausse du coût d'opportunité de l'inactivité pourrait avoir stimulé à sortir de leur situation de repli, certains chômeurs démotivés en raison de la durée de leur chômage et contribué de cette façon à réduire l'impact négatif de la durée du chômage sur l'intensité de recherche d'emploi.¹²

¹⁰ Selon Bean (1994), les flux d'entrée au chômage et de sortie du chômage, en proportion de l'emploi et du chômage respectivement, ont évolué de manière divergente dans la Communauté européenne : entre 1979 et 1988, les flux d'entrée sont passés de 2,7% à 3,3%, et les flux de sortie de 98% à 50%, soit une diminution de moitié. Les hauts niveaux de chômage dans la C.E. sont donc associés à la réduction de la probabilité de trouver un emploi plutôt qu'à l'augmentation de probabilité de perdre son emploi. Cette évolution propre aux pays de la C.E. se traduit par une augmentation de la proportion des chômeurs de longue durée beaucoup plus importante dans ces pays que dans les pays scandinaves, aux U.S.A, et au Japon. En ce qui concerne la Belgique, Van der Linden (1997) présente des séries longues relatives aux taux d'entrée et taux de sortie du chômage. Au cours des années septante, on observe une hausse du taux d'entrée de 0,5% à 2% et une baisse du taux de sortie d'environ 80% à environ 30%. Le début des années quatre-vingt fait place à une baisse du taux d'entrée, qui se stabilise entre 1% et 1,5% entre 1986 et 1991 et remonte ensuite jusqu'en 1993; pendant toute cette période, le taux de sortie ne s'écarte pas sensiblement de sa valeur minimale atteinte en 1981.

¹¹ ONEM = Office National de l'Emploi.

¹² Les résultats économétriques de Dor et alii (1997) montrent une relation négative significative entre taux de remplacement et taux de sortie du chômage pour la Belgique au cours de la période 1962-91. La baisse du taux de remplacement après 1974 a donc entraîné

IV RESULTATS ECONOMETRIQUES

IV.1 LA COURBE DE BEVERIDGE

Les équations 7' et 9' nous permettent d'écrire la relation de long terme entre taux de chômage U/Ls , et taux d'emplois vacants, V/Ls , de la manière suivante :

$$u = g(v, n, s, c, d, MP, MR)$$

où u et v sont respectivement les rapports U/Ls et V/Ls . Comme dans d'autres études empiriques¹³, la proportion du chômage de longue durée dans le chômage total, R , est utilisée pour mesurer les déplacements de la courbe dus à des facteurs frictionnels ou structurels autres que le mismatch professionnel, MP , ou régional, MR . Rappelons que R est un indicateur des paramètres de comportement inobservables c et d et que, quelle que soit l'hypothèse retenue - soit le comportement des chômeurs et des employeurs a entraîné une hausse de R , soit la hausse de R a induit une modification des comportements - R mesure, indirectement, l'efficacité du processus d'appariement. Nous ne disposons malheureusement pas de données concernant le taux de séparation de l'emploi, s . Nous aurions éventuellement pu remplacer cette variable par le taux d'entrée en chômage. Cette variable présente cependant deux inconvénients. Tout d'abord, elle n'existe pas en données mensuelles. Ensuite, les entrées au chômage comprennent non seulement ceux qui quittent un emploi, mais aussi les entrants ou ré-entrants dans la population active. Il convient de noter que peu d'études empiriques ont intégré le taux de séparation dans leurs estimations; dans les cas où cette variable est présente, elle n'a pas le signe attendu ou est peu significative (Budd et al, 1988, et Jackman et al., 1989).

Notons enfin que la relation entre taux de chômage et taux d'emplois vacants apparaissant non linéaire, dans l'analyse économétrique, ces variables ont été exprimées en logarithme.

Les variables utilisées sont mensuelles, à l'exception de la population active totale, Ls , disponible sur base annuelle uniquement et que nous avons transformée selon une méthode décrite en annexe. Considérant que la relation

une augmentation du taux de sortie du chômage, ce qui, toutes choses égales par ailleurs, implique une baisse du chômage. Les données belges ne permettent toutefois pas de distinguer en fonction de leur destination ceux qui sortent du chômage: si pour certains, la sortie du chômage correspond à une entrée dans l'emploi, pour d'autres, il peut s'agir d'un retrait de la population active. Selon des statistiques du Labour Force Survey reportées dans l'article, cette deuxième catégorie représente, dans la seconde moitié des années 1980, une proportion non négligeable des sorties du chômage. On ne peut donc interpréter unilatéralement l'augmentation du taux de sortie comme une augmentation du taux d'engagement liée à une recherche d'emploi plus soutenue.

¹³ Voir par exemple, Budd et alii (1987 et 1988), Franz(1990), Børsh-Supan (1990), Jackman et alii (1989 et 1990), Christl (1992).

emplois vacants-chômage pouvait s'inscrire de manière plus appropriée dans le cadre du marché du travail salarié, nous avons testé une seconde équation où nous utilisons une définition plus restreinte de la population active: la population active assurée contre le chômage, Ls_j . Celle-ci est simplement la somme du chômage et de l'emploi salarié. Nous avons donc deux définitions du taux de chômage et du taux d'emplois vacants selon que le dénominateur du rapport est la population active totale ou la population active salariée. Dans le premier cas, nous désignerons par u et v le taux de chômage et le taux d'emplois vacants, dans le second, nous les désignerons par u_j et v_j . De même, nous avons deux taux de croissance de la population active, désignés par n et n_j .

Nous avons tout d'abord vérifié l'ordre d'intégration des variables. Une variable est dite intégrée d'ordre 0, $I(0)$, si elle est stationnaire; cette propriété statistique traduit entre autre le fait qu'un choc exogène aura sur la variable un effet transitoire. Une variable est dite intégrée d'ordre 1, $I(1)$, si elle est non stationnaire en niveau mais stationnaire lorsqu'on l'exprime en première différence. Par opposition à une variable $I(0)$, une variable $I(1)$ manifeste un effet d'hystérèse : un choc exogène sur cette variable a un effet permanent.¹⁴

La méthode utilisée pour tester la présence ou non d'une racine unitaire est celle proposée par Dickey et Fuller (1979). Nous avons, pour chacune des variables, testé la relation suivante :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 y_{t-1} + \sum_i \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

L'hypothèse H_0 est qu'il y a racine unitaire. Le test se fait contre l'hypothèse alternative de stationnarité. L'hypothèse H_0 est rejetée si le coefficient β_2 est statistiquement différent de 0. Nous avons introduit 18 lags sur la variable endogène retardée et enlevé un à un les lags non significatifs. Le tableau 1 présente, pour chaque variable, la valeur de β_2 et le t-statistic. Celui-ci sera comparé à la valeur critique, donnée en bas du tableau 1, corrigée selon la méthode de Mackinnon pour tenir compte de l'erreur d'échantillonnage (Mackinnon, 1991).

Les résultats du test permettent d'accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour chacune des variables. Pour nous assurer que ces variables ne sont pas intégrées d'un ordre supérieur à 1, nous avons testé la stationnarité de ces variables exprimées en premières différences. Les résultats des tests permettent d'accepter dans tous les cas, au seuil de signification de 1%, la stationnarité de ces variables en

¹⁴ Sur la cointégration, voir Engle and Granger (1987), ainsi que Dolado et alii (1990), qui donnent une approche synthétique du développement de la théorie de la cointégration. Le lecteur trouvera dans Dor et al. (1995) une intéressante discussion de l'ordre d'intégration de variables exprimées en log de taux, semblables à celles utilisées ici, ainsi que du choix de la méthode économétrique.

variations. En d'autres termes, $\log u$, $\log v$, $\log u_I$, $\log v_I$, n , n_I , $\log R$, MP et MR sont $I(1)$.¹⁵

¹⁵ Selon Bianchi et al. (1995), la persistance du chômage peut être une conséquence de l'ampleur des chocs. La fonction de densité du chômage en Belgique est trimodale, ce qui révèle la présence de trois shifts : les deux premiers correspondent aux deux chocs pétroliers et font apparaître une hausse du taux de chômage moyen au cours des années qui les ont suivis, et le dernier apparaît de 1987 à la fin des années 1980, où le taux de chômage tend à revenir au niveau du début des années 1980. Lorsqu'on enlève du taux de chômage observé ces shifts de la valeur moyenne du chômage, le taux de chômage apparaît stationnaire.

Tableau 1. Tests de Racine Unitaire

Variabes	β_2	t-statistic
log u	-. 0061	-2. 126
log u1	-.0049	-1.704
log v	-. 0268	-2.591
log v1	-.0256	-2.428
n	-.0434	-2.427
n1	-.0150	-1.933
log R	-. 0150	-1.491
MP	-. 0140	-3.042
MR1	-. 0568	-2. 004
MR2	-.0416	-2.559
Valeur critique (5%)		-3. 4276

Nous avons testé une équation dynamique de la forme suivante:

$$\Delta u_t = \sum_i \gamma_i C_i + \sum_i \delta_i \Delta X_{it} + \beta_1 \Delta u_{t-1} + \sum_i \mu_i \Delta X_{it-1} + \beta_2 u_{t-1} + \sum_i \lambda_i X_{it-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Les X_i sont les variables explicatives; les C_i comprennent une constante, les dummies mensuelles ainsi qu'une dummy désignée par *D1983*. Celle-ci prend la valeur 0 de janvier 1970 à décembre 1982, et la valeur 1 ensuite, et a pour but de prendre en compte l'allongement de la durée des vacances d'emploi observée à partir de cette date. La hausse de la durée des postes vacants, qui est analysée de manière détaillée dans Van Haeperen (1997), est également un indicateur de dysfonctionnement de l'appariement entre chômeurs et emplois vacants. La variable dépendante et les variables explicatives, à l'exception de *MP* et *MR* sont exprimées en log. La variable *R* a été retardée d'une période pour garantir l'exogénéité par rapport à la variable dépendante. Nous avons utilisé la méthode des MCO sur PCGIVE. Nous avons estimé le modèle complet puis ôté successivement les variables exprimées en différence non significatives. Nous reportons dans les tableaux 2 et 3 les résultats des estimations. Dans le tableau 2, la définition de la population active utilisée est la population active totale; dans le tableau 3, la population active est la population active salariée. Dans chaque cas, le modèle a été testé successivement avec le premier et le second indicateur de mismatch régional. Nous ne reportons pas les coefficients des variables saisonnières. Celles-ci sont significatives mais les tests d'instabilité des coefficients indiquent que la structure saisonnière n'est pas constante dans le temps.

Les résultats des équations testées ne sont valides que s'il y a une relation de cointégration entre les variables en niveau retardé. Pour tester l'existence de cette

relation, nous avons appliqué à chacune des équations le test de Boswijk (1991). Ce test vise à mettre en évidence l'existence d'une relation de cointégration entre les variables en niveau retardé dans le MCE. L'hypothèse H_0 - les coefficients des variables en niveau retardé sont non significativement différents de 0 - est testée contre l'hypothèse complémentaire. Si H_0 est rejetée, on accepte la cointégration. La statistique utilisée est la statistique de Wald corrigée :

$$WC = (T - m) \left(\sum \hat{e}_t^2 - e^{\circledast} \right) / e^{\circledast}$$

où e^{\circledast} est la somme des carrés des résidus de l'équation (23) et $\sum \hat{e}_t^2$, la somme des carrés des résidus de l'équation (23) estimée sous l'hypothèse H_0 ; m est le nombre de variables explicatives et T le nombre d'observations.

Les résultats du test de Boswijk permettent de rejeter dans tous les cas l'hypothèse H_0 ; par suite, nous acceptons l'hypothèse alternative d'existence d'une relation de cointégration entre les variables en niveau retardé de chacune des équations testées.¹⁶

La dynamique de court terme montre une relation négative significative entre la variation du taux d'emplois vacants et la variation du taux de chômage. Deux variables méritent une attention particulière. La première est $\Delta \log v_{t-1}$, dont le coefficient est légèrement supérieur à celui de $\Delta \log v_t$, sauf dans l'équation testée avec la population active salariée et l'indicateur de mismatch régional $MR1$, où il est légèrement inférieur (tableau 3, première colonne). Le second est $\Delta \log u_{t-1}$, dont le signe et la valeur élevée du coefficient traduisent la persistance du chômage. L'influence des variations passées des taux de chômage et d'emplois vacants sur la variation actuelle du taux de chômage implique qu'un renversement de tendance du taux d'emplois vacants ne s'accompagnera pas simultanément, mais avec retard, d'un renversement de tendance du taux de chômage. D'où l'on pourra observer à court terme une évolution de même sens des taux de chômage et d'emplois vacants. Ces résultats confortent l'hypothèse de Pissarides (1985) d'un ajustement plus lent du chômage que des emplois vacants aux variations conjoncturelles.

Dans le court terme, nos indicateurs de mismatch professionnel MP et de mismatch régional $MR2$ n'ont pas le signe attendu. En revanche, l'indicateur de mismatch régional $MR1$ a le signe attendu mais n'est pas significatif. Il en va de même de notre indicateur des variables de comportement.

Tableau 2.

Variable dépendante : $\Delta \log u_t$ (population active = population active totale)

Variables explicatives	Coefficients (1)	t-statistics (2)	Coefficients (3)	t-statistics (4)
------------------------	------------------	------------------	------------------	------------------

¹⁶ Un second test de cointégration a également été appliqué à ces équations : le test de Johansen. Montrant qu'il existe au moins un vecteur de cointégration entre les variables en niveau retardé de nos équations, les résultats de ce test confirment ceux du test de Boswijk.

C	-.138	-2.912	-.134	-3.104
D 1983	.018	2.219	.017	2.842
$\Delta \log u_{t-1}$.426	7.374	.422	7.416
$\Delta \log v_t$	-.038	-2.871	-.032	-2.403
$\Delta \log v_{t-1}$	-.042	-3.178	-.039	-3.0
ΔMP_t	-.082	-3.048	-.080	-3.069
ΔMP_{t-1}	-.046	-1.682	-.039	-1.451
$\Delta MR1_t$.021	.938		
$\Delta MR2_t$			-.191	-3.114
$\Delta \log R_{t-1}$.019	1.261	.021	1.463
Δn	.878	2.216	1.054	2.747
$\log u_{t-1}$	-.024	-2.382	-.024	-2.190
$\log v_{t-1}$	-.013	-3.544	-.013	-3.374
MP_{t-1}	.027	2.244	.026	2.279
$MR1_{t-1}$	-.001	-.067		
$MR2_{t-1}$			-.0003	-.013
$\log R_{t-2}$.013	2.073	.014	2.160
n_{t-1}	1.947	3.054	2.172	3.495
R ²	.74		.75	
DW	2.06		2.07	
RSS ¹	.0735		0.0709	
Normality Chi ²	7.108*		7.447*	
Test de Boswijk	31.71**		34.24**	

¹ pour 26 variables et 283 observations. * significatif à 5%; ** significatif à 1%.

L'équation de long terme confirme une relation négative entre le taux d'emplois vacants et le taux de chômage. L'élasticité du taux de chômage au taux d'emplois vacants varie entre .5 et .65. Elle est de .54 dans les équations où la population active est définie comme la population active totale, quel que soit l'indicateur de mismatch régional. Lorsque la population active est la population active salariée, on observe une différence importante selon que l'indicateur de mismatch régional est *MR1* ou *MR2*: l'élasticité passe de .65 dans le premier cas, à .5 dans le second. Ces élasticités sont du même ordre de grandeur que celles qui ont été calculées pour d'autres pays. Les comparaisons sont cependant difficiles étant donné que les périodes couvertes sont différentes. Budd et al. (1988) trouvent une élasticité de .68 et de .53 pour le Royaume-Uni pour la période 1966-82 selon que la part du chômage de longue durée est intégrée ou non dans les variables explicatives; leurs résultats sont semblables à ceux de Jackman et al. (1989) pour le Royaume-Uni 1968-87. Aux Etats-Unis et aux Pays-Bas, où la courbe de Beveridge ne manifeste pas de glissement vers l'extérieur, les élasticités sont respectivement de 1.65 et .7 (Budd et al., 1987).

Tableau 3.

Variable dépendante : $\Delta \log u_t$ (population active = population active salariée)

Variables explicatives	Coefficients (1)	t-statistics (2)	Coefficients (3)	t-statistics (4)
C	-.137	-3.372	-.122	-3.326
D 1983	.019	2.678	.0153	2.842
$\Delta \log u_{t-1}$.514	8.92	.505	8.944
$\Delta \log v_t$	-.036	-2.984	-.031	-2.604
$\Delta \log v_{t-1}$	-.035	-2.926	-.033	-2.802
ΔMP_t	-.045	-1.845	-.041	-1.781
ΔMP_{t-1}	-.049	-1.990	-.042	-1.754
$\Delta MR1_t$.022	1.114		
$\Delta MR2_t$			-.183	-3.317
$\Delta \log R_{t-1}$.016	1.238	.018	1.380
Δn	3.78	7.34	3.804	7.638
$\Delta \Delta \log L_{s_{t-1}}$	-1.04	-2.106	-1.062	-2.179
$\log u_{t-1}$	-.020	-2.239	-.022	-2.201
$\log v_{t-1}$	-.013	-3.755	-.011	-3.365
MP_{t-1}	.030	2.831	.031	3.053
$MR1_{t-1}$.009	.728		
$MR2_{t-1}$			-.016	-.670
$\log R_{t-2}$.012	2.141	.013	2.34
n_{t-1}	3.509	5.045	3.719	5.455
R ²	.78		.791	
DW	2.01		2.05	
RSS ¹	.0581		.0560	
Normality Chi ²	16.3**		11.643**	
Test de Boswijk	51.19**		55.37**	

¹ pour 26 variables et 283 observations. * significatif à 5%; ** significatif à 1%.

Le mismatch professionnel ne semble pas avoir contribué à un déplacement de la courbe UV vers l'extérieur. Le signe de *MP* est positif, ce qui, étant donné la tendance de long terme à la baisse de cet indicateur, a plutôt contribué à un déplacement de la courbe vers l'origine. En ce qui concerne le mismatch régional, les coefficients des indicateurs *MRI* et *MR2* sont instables, tant en signes qu'en valeurs, ce qui rend l'interprétation malaisée. Nous référant à d'autres études de la courbe de Beveridge pour des pays différents où l'on n'a pas pu mettre en évidence d'impact significatif des indicateurs de mismatch professionnel et régional sur les déplacements de la courbe de Beveridge (Jackman et al. (1989), Budd et al. (1987, 1988), Christl (1992)), ces résultats apparaissent peu surprenants. Il convient cependant de faire observer une similitude d'évolution entre *MRI* et la proportion du chômage de longue durée : ces deux indicateurs présentent une hausse dans la seconde moitié des années septante et en fin de période, et une baisse dans la seconde moitié des années quatre-vingt. Comme nous le verrons ci-après dans l'analyse économétrique du chômage de longue durée, *MRI* est un facteur qui influence significativement la proportion du chômage de longue durée, ce qui peut

expliquer son absence d'impact significatif lorsque les deux variables sont introduites comme régresseurs.

Quelle que soit l'équation testée, le taux de croissance de la population active a un impact positif sur le taux de chômage. En d'autres termes, l'évolution de la population active explique, au moins partiellement, les déplacements de la courbe de Beveridge. Comme nous l'avons souligné précédemment, en croissance équilibrée au sens de Pissarides (1989), une hausse du taux de croissance de la population active entraîne à la fois une hausse du chômage et des postes vacants, et le rapport V/U reste constant. Au cours de la période 1975-1985, on observe cependant une baisse de ce rapport V/U , nous avons mis en évidence le rôle majeur de l'investissement : au cours de cette période, l'insuffisance d'investissement a eu pour résultat une diminution du nombre de postes de travail compatible avec la pleine utilisation de la capacité de production. La croissance de la population active a dès lors accentué le problème lié à l'insuffisance de postes de travail, ce qui explique son impact sur le déplacement de la courbe de Beveridge vers l'extérieur. Comme nous l'avons signalé antérieurement, d'autres pays que la Belgique ont connu à pareille époque une évolution semblable de l'investissement et de la population active. On devrait donc retrouver, dans les tests empiriques de la courbe de Beveridge, une incidence comparable du taux de croissance de la population active sur le taux de chômage. Cette variable n'est cependant généralement pas incluse dans les équations testées, et, lorsqu'elle l'est, elle apparaît non significative (Budd, 1988).

La dummy D 1983, qui représente la hausse de la durée des vacances d'emplois et dont le coefficient est positif et significatif dans toutes les équations, contribue également au déplacement de la courbe vers l'extérieur, à partir de 1983.

Enfin, avec un coefficient positif et stable dans toutes les équations, la proportion de chômage de longue durée dans le chômage total permet aussi d'expliquer le déplacement de la courbe de Beveridge vers l'extérieur. Ce résultat, qui traduit une détérioration de l'efficacité du processus d'appariement, est fréquent dans les études empiriques (Jackman (1989), Budd et al. (1987,1988), Christl (1992)). Une évaluation des facteurs qui ont contribué à cette perte d'efficacité - modification exogènes (par rapport à la durée du chômage) des comportements des chômeurs et des employeurs face à l'embauche ou impact de la durée du chômage elle-même sur ces comportements - s'avère cependant nécessaire, eu égard, notamment, aux recommandations en matière de politiques de résorption du chômage qui pourraient en découler. A cet effet, il convient d'éclaircir la relation entre durée du chômage et variables de comportement, et de tenter d'expliquer la hausse observée de la proportion du chômage de longue durée.

IV. 2 ANALYSE ECONOMETRIQUE DE LA PART DU CHOMAGE DE LONGUE DUREE

Parmi les facteurs mesurables susceptibles d'avoir influencé l'évolution du chômage de longue durée, nous avons déjà mentionné le mismatch régional. Un autre facteur pourrait être l'insuffisance de la demande de travail, qui présente une évolution semblable à celle de la proportion du chômage de longue durée. L'existence d'une relation de long terme entre ces variables permettrait d'éliminer

l'hypothèse selon laquelle des modifications exogènes des comportements des travailleurs et des employeurs seraient les seuls facteurs à l'origine de la hausse de la durée du chômage et de la proportion du chômage de longue durée.

Nous avons régressé la proportion du chômage de longue durée sur une constante, un trend, T , le rapport entre la demande de travail et la population active, tLd , et nos indicateurs de mismatch professionnel, MP , et régional, MR , qui est ici l'indicateur de Jackman-Roper (1987). Les variables explicatives, à l'exception de MP , sont toutes I(1). Comme précédemment, l'équation testée est du type MCE.

Les résultats suivants permettent d'accepter l'hypothèse d'une relation de long terme entre la proportion du chômage de longue durée et les variables explicatives. En outre, tous les coefficients de l'équation de long terme sont significativement différents de 0 à l'exception du coefficient du mismatch professionnel.

$$\begin{aligned} \Delta R_t = & .20 + .00007T - 1.04 \Delta tLd_t - .009 \Delta MP_t - .03 \Delta MR_t \\ & (.44) \quad (.00003) \quad (.29) \quad (.02) \quad (.01) \\ & - .06 R_{t-1} + .25 tLd_{t-1} - .02 MP_{t-1} + .013 MR_{t-1} \\ & (.014) \quad (.054) \quad (.01) \quad (.006) \end{aligned}$$

d'où l'on tire l'équation de long terme :

$$R = 3.2 + .0012T - 3.9tLd - .4MP + .2MR$$

(.42) (.0004) (.48) (.16) (.1)

R^2 de l'équation de court terme = .16; DW = 1.96; les écarts-type sont entre parenthèses. Données mensuelles, 1970-1993. MCO sur PCGIVE. Test de cointégration de l'équation de long terme : significatif à 5%. L'hypothèse H_0 que les coefficients de l'équation de long terme ne sont pas différents de 0 est rejetée à 1% pour tous les coefficients sauf pour le trend, où elle est rejetée à 5% et pour MP, où elle est acceptée.

L'équation de long terme fait apparaître une relation négative significative entre la demande de travail exprimée en proportion de la population active et la proportion du chômage de longue durée dans le chômage total. Cette relation s'explique aisément : la détérioration de l'emploi au cours de la période 1975-1985 a eu pour effet non seulement d'augmenter les entrées au chômage, mais aussi de diminuer les opportunités d'en sortir. Ceci implique donc un allongement de la durée du chômage et une augmentation de la proportion du chômage de longue durée. Le déplacement de la courbe de Beveridge expliqué par R est donc lié, au moins partiellement, à la persistance de l'insuffisance de demande de travail. En termes d'efficacité du processus d'appariement, cette relation traduit l'incidence potentielle de la durée du chômage sur les comportements des chômeurs et des employeurs : quand les opportunités d'emploi se réduisent et que la durée du chômage s'allonge, l'énergie consacrée par les chômeurs à rechercher un emploi s'érousse et leur capital humain se déprécie, ce qui augmente le risque de 'déemployabilité'.

Un deuxième facteur a un impact significatif sur l'évolution de la proportion du chômage de longue durée : il s'agit du mismatch régional. Celui-ci augmente dans la seconde moitié des années septante, période au cours de laquelle

on observe une hausse simultanée des emplois vacants et du chômage, et de 1988 à 1993. La disparité croissante entre régions où sont localisés les chômeurs et régions où se créent des emplois peut donc justifier un allongement de la durée du chômage. Eu égard à la nature des emplois perdus et des emplois créés - la Belgique a connu une forte baisse de l'emploi industriel et une hausse de l'emploi dans les services privés et publics ¹⁷ -, et au profond ancrage régional de certains bassins industriels, on peut penser que l'impact de notre indicateur de mismatch régional sur la proportion du chômage de longue durée représente, plus qu'une réticence au déplacement des chômeurs, un problème de non adaptation des qualifications des chômeurs aux emplois offerts.

Enfin, le signe positif et significatif du trend implique la présence sous-jacente d'autres facteurs non pris en compte dans l'analyse économétrique. Deux explications nous semblent possibles, dont il convient à présent d'évaluer la pertinence. La première concerne les comportements des chômeurs et des employeurs, dont nous avons souligné le rôle potentiel sur la durée du chômage. La seconde concerne la présence d'une forme de mismatch autre que le mismatch professionnel ou régional.

L'analyse de l'évolution du ratio de remplacement présentée précédemment nous a permis de conclure que cette évolution ne pouvait confirmer l'hypothèse d'un allongement volontaire de la durée de chômage, et par suite, d'une détérioration de la fonction d'appariement liée à un comportement défavorable des chômeurs. En ce qui concerne les entreprises, celles-ci semblent devenues plus réticentes à offrir aux travailleurs des contrats de travail permanents, garantissant aux travailleurs un emploi stable et à temps plein, ainsi qu'en atteste le recours accru, dans la seconde moitié des années quatre-vingt, au travail temporaire et intérimaire, et le développement des emplois à temps partiels.¹⁸ En élargissant l'éventail des types de contrats de travail, les entreprises instaurent dans les contrats une dualité préjudiciable à l'efficacité du processus d'appariement. La préférence des chômeurs pour des emplois à temps plein et permanents peut les amener à allonger leur période de recherche d'emploi plutôt qu'à accepter d'emblée un contrat précaire ou à temps partiel.¹⁹

¹⁷ Voir, par exemple, Van der Linden (1997) p. 58, où est présentée l'évolution de l'emploi par secteurs d'activité entre 1960 et 1992.

¹⁸ Entre 1983 et 1985, la part des emplois temporaires dans l'emploi total salarié en Belgique est passée de 5.4% à 6.9 % (OCDE 1987, où l'on peut lire que "bien que la proportion demeure assez faible, le phénomène a sans doute été plus important à la marge"). Au cours de la même période, l'emploi à temps partiel a augmenté de 13%, tandis que l'emploi à temps complet a baissé de 0,25%. Si le travail temporaire représente une proportion plus importante de l'emploi à temps partiel que de l'emploi à temps complet, il a cependant augmenté relativement plus dans l'emploi à temps complet : la proportion est passée de 4.1% à 5.3% dans l'emploi à temps complet contre une progression de 19.5% à 22.6% dans l'emploi à temps partiel.

¹⁹ Le nombre de travailleurs concernés pourrait être non négligeable. Selon Meulders et Plasman (1989) la proportion de travailleurs à temps partiels et/ou engagés à titre temporaire à défaut d'avoir trouvé un emploi à temps plein et/ou définitif est en augmentation en

Outre cette éventualité d'une modification des comportements des employeurs, l'information contenue dans le trend pourrait révéler la présence d'une dimension du mismatch que nous n'avons pu mesurer faute de données sur l'ensemble de la période, à savoir le mismatch de qualifications.²⁰ Les résultats de plusieurs études, bien que fragmentaires, permettent d'accréditer l'hypothèse de la croissance du mismatch de qualification au cours des années quatre-vingt et nonante. Tout d'abord, des enquêtes de conjoncture menées dans la seconde moitié des années 1980 révèlent qu'en dépit de la hausse du nombre de chômeurs, les entreprises interrogées se déclarent de plus en plus contraintes par le manque de travailleurs qualifiés.²¹ Ensuite, Mehta et Sneessens,²² mesurant le mismatch de qualifications par le rapport entre la proportion de l'emploi qualifié dans l'emploi total et la proportion de la population active qualifiée dans la population active totale, montrent que le mismatch de qualifications augmente considérablement de 1989 à 1995.²³ Enfin, plusieurs études mettent en évidence le fait que les chocs négatifs de demande de travail ont davantage touché les travailleurs non-qualifiés que les travailleurs qualifiés, tandis que la demande de travail des entreprises est biaisée en faveur des travailleurs qualifiés.²⁴

Belgique au cours de la période 1983-87. En ce qui concerne l'emploi à temps partiel involontaire, la proportion est passée de 19,8% à 47,1% pour les hommes et de 21,7 à 29,6 pour les femmes; quant à l'emploi temporaire involontaire, la proportion est passée de 29,8% à 34,6 % pour les hommes et de 33,4% à 36,8% pour les femmes.

²⁰On ne peut établir un lien strict entre les professions et les qualifications. La catégorie professionnelle "employés" par exemple, numériquement la plus importante parmi les professions reprises dans les séries que nous avons utilisées, comprend en effet un large éventail de fonctions, requérant des niveaux de qualification très différents. Il se peut donc qu'une désagrégation des professions par niveaux de qualification ferait apparaître des disparités entre les niveaux de qualification offerts et demandés même en l'absence de mismatch professionnel. Christl (1992) et Franz (1990) montrent, pour l'Autriche et l'Allemagne respectivement qu'entre le milieu des années 1970 et la fin des années 1980, le mismatch professionnel est resté stable ou a diminué mais que le mismatch de qualification a augmenté. Dans les deux cas, ce mismatch de qualification semble pouvoir expliquer le déplacement de la courbe de Beveridge .

²¹Voir par exemple les résultats d'enquêtes réalisées par la Banque Nationale de Belgique.

²²Dans "Chômage, réduire la fracture", Van der Linden (1997) ed., p. 118 et ss.

²³Utilisant ce même indice, Sneessens (1995) montre que l'inadéquation structurelle des qualifications explique 52% de la variance des taux de chômage européens en 1991.

²⁴Nickell et Bell (1995) analysent l'impact sur le chômage des qualifiés et des non-qualifiés d'un choc de demande neutre et d'un choc de demande biaisé en défaveur des non-qualifiés; les statistiques d'évolution du chômage selon le niveau d'éducation - mesuré par le nombre d'années de scolarité - présentées pour un certain nombre de pays européens, les Etats-Unis et le Japon montrent qu'entre le début des années 1970 et la fin des années 1980, le chômage a proportionnellement plus augmenté parmi les individus dont le niveau d'éducation est faible que parmi ceux dont le niveau d'éducation est élevé. Glyn (1995) montre que la position relative des hommes non-qualifiés face à l'emploi s'est considérablement détériorée dans un certain nombre européens et aux Etats-Unis au cours des années 1980. En Belgique, le ratio du taux d'emploi (emploi /population) des moins éduqués sur le taux d'emplois des plus

Perte de qualification induite par la durée du chômage - désemployabilité des chômeurs - ou mismatch de qualifications induit par un biais de la demande de travail en faveur des travailleurs qualifiés, quelle que soit son origine, la qualification de la main d'oeuvre semble constituer un facteur non négligeable eu égard à l'ajustement du marché du travail. L'hypothèse de problèmes liés à la qualification est d'autant plus plausible que la rapidité des changements technologiques a considérablement changé l'environnement de l'emploi et que les politiques de formation des chômeurs - qui auraient pu combler l'écart entre qualifications des chômeurs et qualifications souhaitées par les employeurs - sont restées très marginales. On note en effet que le rapport entre le nombre de formations offertes par l'ONEM aux chômeurs et poursuivies par ceux-ci jusqu'à leur terme, et le nombre de chômeurs, a considérablement diminué en Belgique entre 1974 et 1983 ; il faut attendre 1985 pour atteindre un niveau comparable à celui du début des années 1970, soit entre 10 et 14% (Van Haeperen, 1993). Cette absence ou insuffisance de requalification de la main d'oeuvre rend plausible l'hypothèse d'une perte de capital humain, ou d'un manque d'adaptation des qualifications des chômeurs aux qualifications des emplois créés.

Cette analyse des facteurs qui ont influencé la proportion du chômage de longue durée a mis en évidence le rôle de la persistance de l'insuffisance de demande de travail et du mismatch régional, d'une part, et a permis d'étayer l'hypothèse de la présence de mismatch de qualification. L'impact de la proportion du chômage de longue durée sur la courbe UV traduirait donc un effet d'hystérèse trouvant son origine dans la désemployabilité des chômeurs de longue durée liée à la persistance du chômage, et dans le mismatch régional et de qualification. En conséquence, les déplacements de la courbe UV observés à la fin des années septante et après 1983 pourraient s'expliquer par une détérioration de la fonction d'appariement due à l'un ou plusieurs de ces facteurs. Notre analyse ne permet cependant pas de préciser lequel ou lesquels de ces facteurs ont été déterminants.²⁵

Les résultats de cette étude appellent les remarques suivantes en matière de politiques d'emploi.

Dans la mesure où la persistance du chômage résulte de la persistance de l'insuffisance d'emplois et des effets négatifs de celle-ci sur le processus d'appariement, la résorption du chômage impose, de manière primordiale, la création massive d'emplois. Ceci appelle, de la part des décideurs politiques, des

éduqués est passé de 87% à 81% entre 1977 et 1986. Progrès technologique asymétrique (Sneessens, 1994), concurrence des pays à bas salaires (Sneessens, 1995; Drèze, 1996; sont les raisons généralement avancées pour expliquer la détérioration relative de la position des non-qualifiés.

²⁵L'effet d'hystérèse pourrait avoir été moins important en Flandre qu'en Wallonie. Tout d'abord, sous l'impulsion de la reprise - et de la hausse du taux d'emplois vacants - observée dans la seconde moitié des années quatre-vingt, la baisse du taux de chômage a été beaucoup plus importante en Flandre qu'en Wallonie (Henrotte, 1994). Ensuite, cette baisse du chômage a profité tant aux chômeurs de longue que de courte durée en Flandre, où, notamment au cours de la période 1987-1990, les taux de sortie du chômage de longue durée sont significativement plus élevés qu'en Wallonie (Van der Linden, 1991).

mesures directes et indirectes visant à encourager des initiatives, tant publiques que privées, au premier rang desquelles nous placerions la stimulation d'investissements créateurs d'emplois. Il importe également de réduire le désavantage relatif des chômeurs de longue durée - généralement non-qualifiés ou dé-qualifiés. A cet égard, un renforcement de la politique de formation-requalification des chômeurs est indispensable. Celle-ci ne devrait pas être laissée à la seule initiative publique, mais impliquer davantage le secteur privé. La baisse du coût du travail non-qualifié par le biais de réduction des charges patronales de sécurité sociale, l'octroi aux entreprises de subventions à la formation de travailleurs non qualifiés nouvellement embauchés, sont des exemples de mesures permettant d'aller dans ce sens.

Liste des variables.

Ls : population active. Annuelle. IRES. La statistique officielle donne la valeur de la population active au mois de juin de chaque année. Nous avons mensualisé cette variable de la manière suivante. Partant de la valeur de la population active au mois de juin de chaque année, nous y avons ajouté, les mois suivants, la somme de la variation de l'emploi et du chômage par rapport au mois précédent; l'écart éventuel entre la population active calculée en juin $t+1$ et la statistique officielle en juin $t+1$ a été réparti uniformément sur les douze mois précédents.

Ls₁ : population active, mesurée comme la somme du chômage et de l'emploi.

E : Emploi . Trimestriel. IRES.

U : chômage. Série : "Chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi", Bulletin mensuel de l'ONEM

V : emplois vacants. Série : "Offres d'emplois insatisfaites en fin de mois", Bulletin mensuel de l'ONEM.

Ld : demande de travail, comprend l'emploi et les postes vacants.

u : taux de chômage. Rapport entre le nombre de chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi et la population active.

v : taux d'emplois vacants . Rapport entre le nombre d'offres d'emplois insatisfaites en fin de mois et la population active.

u₁ : taux de chômage. Rapport U/Ls₁

v₁ : taux d'emplois vacants. Rapport V/Ls₁

Uld : chômage de longue durée défini ici comme l'ensemble des chômeurs à aptitude normale dont la durée de chômage est supérieure à un an. Disponible sur base annuelle de 1970 à décembre 1976 et sur base mensuelle ensuite. IRES.

R : Uld/U, proportion du chômage de longue durée dans le chômage total.

MP : Indicateur de mismatch professionnel . Calculé à partir des "Offres d'emploi insatisfaites en fin de mois par profession" et "Demandes d'emploi insatisfaites par profession", Bulletin mensuel de l'ONEM.

MR1 : indicateur de mismatch régional, calculé à partir des "Offres d'emploi insatisfaites en fin de mois par région" et des "Demandes d'emploi insatisfaites par région", Bulletin mensuel de l'ONEM.

MR2 : indicateur de mismatch régional, calculé à partir des "Offres d'emploi insatisfaites en fin de mois par région" et de la population active par région.

REFERENCES

- Beveridge, W. H., (1944) *Full employment in a Free Society*, George Allen & Unwin, London.
- Barro, R. J., Grossman, H. I., (1971) A General Disequilibrium Model of Income and Employment, *American Economic Review*, 61, 82-93.
- Bean, C. R., (1989) Capital shortages and persistent unemployment, *Economic Policy*, N°8, pp 11-53, April.
- Bean, C. R., (1994) European Unemployment : A Survey, *Journal of Economic Literature*, Vol XXXII, (June), pp. 573-619.
- Bianchi, M., and Zoega, G., (1995) Unemployment Persistence : Does the Size of the Shock Matter? Discussion Paper N° 9514, Institut de recherches économiques et sociales, Université Catholique de Louvain.
- Blanchard, O. J. and Diamond, P., (1989) The Beveridge Curve, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H., (1987) Hysteresis in unemployment, *European Economic Review*, 31, 288-295.
- Börsch-Supan, A., (1990) Panel Data Analysis of the Beveridge Curve: Is There a Macroeconomic Relation between the Rate of Unemployment and the Vacancy Rate? *Economica*, 58, pp 279-297.
- Bourdet, Y. et Persson, I., (1991) Does labour market policy matter? Long-term unemployment in France and Sweden, papier présenté au congrès de l'European Economic Association, Cambridge, Septembre 1991.
- Boswijk, P. (1991) Testing for cointegration in structural models, Report A/E 7/91, Department of Actuarial Science and Econometrics, University of Amsterdam, Mai.
- Brunello, G., (1990) Heterogeneous matching, mismatch and the macro U-V curve, *Economics Letters* 34, pp. 301-306.
- Budd, A. , Levine, P. and Smith, P., (1987) Long Term Unemployment and the Shifting *U-V* Curve, A Multi-Country study, *European Economic Review*.
- Budd, A., Levine, P. and Smith, P., (1988) Unemployment, Vacancies and the Long-term Unemployed, *The Economic Journal*, 98, December.
- Christl, J. (1992) *The Unemployment/Vacancy Curve*, Physica-Verlag Heideberg.
- de la Croix, D., and Lubrano, M., (1994) Are Interest Rates Responsible for Unemployment in the Eighties? A Bayesian Analysis of Cointegrated Relationship with a Regime Shift, Discussion Paper N° 9415, Institut de recherches économiques et sociales, Université Catholique de Louvain.
- Dickey, D. , and Fuller, W., (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Assoc.*, 74, pp. 427-431.

- Dolado, J., Jenkinson, T., et Sosvilla-Rivero, S., (1990) Cointegration and Unit Roots, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 4, N°3.
- Dor, E., Van der Linden, B., Lopez-Novella, M., (1997), On Labour Market Policies and Aggregate Unemployment Outflows, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 1, pp. 109-132.
- Engle, R., and Granger, W., (1987) Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, N° 2, pp. 251-276
- Entorf, H., (1993) Do aggregate measures of mismatch measure mismatch? A time series analysis of existing concepts. INSEE. Département de la recherche.
- Franz, W., (1990), Match and Mismatch on the German Labor Market, in *Mismatch and Labor Mobility*, Padoa-Schiopa F. (editor)
- Glyn, A., (1995) The Assessment : Unemployment and Inequality, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 11, N°1.
- Gujarati, D.(1972) The Behaviour of Unemployment and Unfilled Vacancies, *Economic Journal*, 82, pp 195-204.
- Henrotte, D., (1994) Analyse du chômage structurel/frictionnel et de la courbe de Beveridge, mémoire de maîtrise, Facultés Universitaires N. D. de la Paix, Namur.
- Jackman, R., and Roper, S., (1987) Structural Unemployment, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, 9-37.
- Jackman, R. , Layard, R. and Pissarides, C., (1989) On Vacancies, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 4.
- Jackman, R., Pissarides, C. and Savouri, S., (1990) Labour Market Policies and Unemployment in the OECD, Working Paper No 1210, Centre for Labour Economics, March.
- Lambert, J.P., (1988) *Disequilibrium Macroeconomic Models*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lilien, D.M., (1982), Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment, *Journal of Political Economy*, vol. 90, n°4.
- Mackinnon, J.G., (1991) "Critical Values for Cointegration Tests", in *Long-Run Economic Relationships*, R.F. Engle and C.W.J. Granger, editors, Oxford University Press.
- Mehta, F. and Sneessens, H., (1990) The Story of a Small Open Economy in a Worldwide Recession in *Europe Unemployment Problem*, J.H. Drèze and C.R. Bean editors, MIT Press, Cambridge.
- Mehta, F. et Sneessens, H., (1994) Contraintes de débouchés, salaires réels et emploi, *Reflète et perspectives de la vie économique*, XXXIII, février.
- Meulders, D., et Plasman, R., (1989), Pouvoirs publics et nouvelles formes d'emploi, *Revue française des affaires sociales*, novembre, pp. 143-166.
- Möller, J., (1990) Unemployment and Deterioration of Human Capital. A Labour Market Model with Hysteresis Implications. In W. Franck (Editor), *Hysteresis Effects in Economic Models*, Physica-Verlag Heideberg.

Nickell, S., and Bell, B., (1995) The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment across the OECD, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 11, N°1.

OCDE (1987) *Perspectives de l'Emploi*, septembre.

Pissarides, C. A., (1986) Unemployment and Vacancies in Britain, *Economic Policy*, Vol. 3, pp 499-559.

Pissarides, C. A., (1985) Short Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages, *The American Economic Review*, Vol. 74 N°4.

Pissarides, C. A., (1990) *Equilibrium Unemployment Theory*, Blackwell, Oxford.

Pissarides, C. A., (1992) Loss of Skill during Unemployment and the Persistence of Employment shocks, *Quarterly Journal of Economics*, 107 (4), pp. 1371-91.

Sneessens, H., (1994), Croissance, qualifications et chômage, *Revue Française d'Economie*, vol. IX, pp. 1-33.

Sneessens, H., (1995), Persistance du chômage, répartition des revenus et qualifications, *Economie et Statistique*, n° 287, 7, pp. 17-25.

Van Der Linden, B., (1991), Le chômage et sa durée en Belgique : une approche en termes de flux, *Bulletin de l'IRES N° 153*, Septembre.

Van Der Linden, B., (1993), Chômage de Longue Durée en Belgique : Genèse, Persistance et Politiques, *Bulletin de l'IRES*, Février.

Van Der Linden, B., (ed) (1997), *Chômage. Réduire la fracture*, De Boeck Université

Van Haeperen, B., (1993), La Relation Chômage-Emplois Vacants en Belgique, 1970-1990, *Bulletin de l'IRES*, Avril.

Van Haeperen, B., (1997), *Chômage, politiques d'emploi et inégalités de revenus*, Ciaco

VDAB Studiedienst (1987): *Labour Turnover in het Vlaamse Bedrijfsleven* .