

Ecole Polytechnique
Macroéconomie avancée-Eco 553
Chapitre 4 : Creations, destructions d'emploi et fonctionnement du
marché du travail

Pierre Cahuc

Septembre 2008

Table des matières

1	Le modèle d'appariement (<i>The matching model</i>)	2
1.1	Les coûts de transaction sur le marché du travail	3
1.1.1	La fonction d'appariement	3
1.1.2	L'équilibre des flux et la courbe de Beveridge	6
1.2	Le comportement des entreprises	8
1.2.1	Les espérances de gain d'un entrepreneur	8
1.2.2	La demande de travail	9
1.3	Le comportement des offreurs de travail	10
1.4	Les négociations et la courbe WS	10
1.4.1	Négociations salariales et surplus	10
1.4.2	La courbe (<i>WS</i>)	12
1.5	L'équilibre du marché du travail	14
1.5.1	La détermination du salaire, de la tension et du taux de chômage	14
1.5.2	La statique comparative de l'équilibre	15
1.5.3	Quelques éléments quantitatifs	18
2	La dynamique du chômage et des emplois vacants	19
2.1	Négociations et dynamique du surplus	20
2.2	Choc agrégé et choc de réallocation	22
2.2.1	Diagnostiquer la nature des chocs	23
2.2.2	La propagation des chocs	24
3	Bibliographie	25

Introduction¹

Nous avons souligné, dans le chapitre précédent, l’ampleur de la réallocation des emplois et de la mobilité de la main-d’œuvre. La réallocation des emplois peut être une source de chômage. En effet, pour un travailleur, la recherche d’un emploi conforme à ses exigences et ses compétences est un processus qui nécessite souvent beaucoup de temps. De même, lorsqu’une entreprise désire procéder à de nouveaux recrutements, elle choisit souvent de consacrer des moyens importants (et qui prennent du temps) pour sélectionner les individus adéquats. Ces imperfections dans l’information disponible sur le marché du travail entraînent la présence simultanée de chômeurs et d’emplois vacants. Telle est l’origine du chômage *frictionnel*, parfois qualifié de chômage de *réallocation*.

L’intensité du processus de création et de destruction des emplois a une incidence sur le niveau du chômage frictionnel. En période de recomposition de l’appareil productif, l’augmentation de la rotation des emplois accroît la mobilité de la main-d’œuvre et, par conséquent, pousse le chômage frictionnel à la hausse. Mais ce dernier dépend aussi d’autres facteurs comme, par exemple, le niveau des allocations chômage qui conditionne les capacités d’attente des chômeurs, ou celui des coûts d’embauche et de licenciement qui influence le comportement des entreprises. Les premières analyses dynamiques du marché du travail remontent aux années 1960. Elles se fondaient principalement sur le comportement de recherche d’emploi des travailleurs et expliquaient l’importance du chômage frictionnel par le fait que les chômeurs rejettent les offres d’emplois proposant des salaires trop faibles, dans l’espoir d’obtenir ultérieurement des propositions plus attractives. Ces approches n’étudiaient pas les interactions entre l’offre et la demande de travail.

Les analyses plus récentes représentent le processus d’embauche comme un phénomène de rencontre, ou encore d’*appariement*, entre employeurs et travailleurs, qui permet de rendre compte de telles interactions. Dans ce cadre, pour chaque chômeur, la probabilité d’obtenir une offre d’emploi adaptée à ses capacités dépend de la *tension* régnant sur le marché du travail, c’est-à-dire du ratio entre le nombre d’emplois vacants et le nombre de chômeurs. Si ce ratio est élevé, chaque chômeur a une forte probabilité d’obtenir un emploi. Symétriquement, la probabilité de pourvoir un emploi vacant devrait décroître lorsque ce ratio augmente. Cette représentation du processus d’appariement entre emplois et travailleurs, notamment développée par Hall (1979a,b), Bowden (1980) et Pissarides (1979, 2000), permet d’analyser les déterminants du chômage dans un cadre prenant explicitement en considération les coûts de transaction liés à la mobilité de la main-d’œuvre et à l’imperfection de l’information régnant sur le marché du travail. Elle permet notamment d’appréhender les déterminants du chômage dans un environnement dynamique où des emplois sont sans cesse créés et détruits, et où des coûts de transactions sont associés aux réallocations d’emploi.

La première section présente le modèle d’appariement de base. Ce modèle prend en considération les mouvements d’emplois et repose sur un mode de formation imparfaitement concurrentiel des salaires. La seconde est consacrée à l’analyse de la dynamique du taux de chômage.

1 Le modèle d’appariement (*The matching model*)

Dans cette section, nous développons un modèle simple du marché du travail où des coûts de transaction justifient la coexistence d’emplois vacants et de chômeurs. La formation des salaires y est décrite par un processus de négociations entre employeurs et travailleurs. L’hypothèse d’une détermination parfaitement concurrentielle des salaires est donc abandonnée. L’architecture du modèle s’articule autour du concept de “fonction d’appariement” (*matching function*) qui résume, au niveau

¹Ce chapitre est basé sur le chapitre 9 de Cahuc et Zylberberg (2004).

agrégé, l'issue des rencontres entre les personnes à la recherche d'un emploi et les entreprises disposant d'emplois vacants.

1.1 Les coûts de transaction sur le marché du travail

A chaque instant, le nombre d'embauches dépend de la confrontation des offres et des demandes d'emplois. Pour des niveaux donnés de ces offres et de ces demandes, lorsque les travailleurs sont parfaitement adaptés aux emplois proposés et qu'il n'y a aucune imperfection dans l'information disponible, le nombre d'embauches est alors égal au minimum de l'offre et de la demande, et le marché du travail fonctionne de manière efficace. Mais, en réalité, les emplois et les travailleurs sont hétérogènes et l'information ne circule jamais parfaitement. Certains travailleurs risquent ainsi de ne pas trouver d'emploi alors que certaines entreprises disposent de postes vacants. L'existence de ces coûts de transaction sur le marché du travail est habituellement représentée par une fonction d'appariement déterminant le nombre d'embauches à partir des offres et des demandes d'emploi. Cette fonction d'appariement et les conditions d'équilibre des flux sur le marché du travail permettent de fournir une représentation analytique de la courbe de Beveridge.

1.1.1 La fonction d'appariement

En pratique, les processus de recherche d'emplois se caractérisent par un grand nombre de "frictions". Les plus importantes concernent l'inadéquation entre certains emplois vacants et les qualifications des offreurs de travail ainsi que la méconnaissance de la localisation et/ou des caractéristiques effectives des emplois offerts. Face à de telles frictions, employeurs et demandeurs d'emploi mettent en place des stratégies de recherche parmi lesquelles on peut citer la lecture des journaux, l'usage des services publics de l'emploi ou de réseaux personnels, l'envoi de lettres de candidatures, etc. Toutes ces actions prennent du temps et ont souvent des coûts importants. Mais, à chaque instant, elles se concrétisent par un certain nombre de "succès" que l'on peut mesurer par le nombre d'embauches à la date considérée. La *fonction d'appariement* se place d'emblée à un niveau *agrégé* (par exemple un pays, une région ou une branche) et ne tient pas compte de la diversité de ces actions individuelles. Elle résume l'ensemble du processus de recherche par une seule relation donnant le flux M d'embauches réalisées au cours d'un intervalle de temps donné en fonction des stocks V et D d'emplois vacants et de personnes à la recherche d'un emploi. La nature de la fonction d'appariement est analogue à celle d'autres fonctions agrégées utilisées par les macroéconomistes comme, par exemple, la fonction de production agrégée. Pour qu'elle soit un instrument utile, il faut pouvoir lui attribuer des propriétés assez précises reposant, si possible, sur des fondements microéconomiques et, surtout, vérifier que les estimations empiriques d'une telle fonction jouissent d'une relative stabilité.

Sur les fondements microéconomiques

Une façon simple, mais pas véritablement réaliste, d'obtenir une fonction d'appariement agrégée consiste à assimiler les postes vacants à des "urnes" et les demandes d'emploi à des "boules" lancées vers les urnes par les chercheurs d'emploi (Hall, 1979b, Pissarides, 1979, Blanchard et Diamond, 1994). Un appariement a lieu lorsqu'une boule parvient à entrer dans une urne. L'inefficacité du processus de recherche provient de la manière plus ou moins précise de lancer les boules vers les urnes. Omettons pour simplifier l'indice du temps, et notons encore respectivement D et V le nombre de personnes à la recherche d'un emploi et le nombre d'emplois vacants à une date donnée. Supposons que les chercheurs d'emplois connaissent la localisation de tous les emplois vacants et qu'un chercheur d'emplois particulier, disons Mr i , envoie simultanément e_i candidatures au hasard parmi les V emplois vacants. Le paramètre $e_i \leq V$ est un indicateur de l'intensité ou de l'effort de la recherche de Mr i . Dans le

cas où un emploi vacant reçoit plus d'une candidature, un tirage au sort détermine celui ou celle qui l'occupera et les autres candidatures finissent dans la corbeille. Supposons encore qu'il n'y ait aucune coordination entre les chercheurs d'emplois. Dans ce cas, il est possible qu'un emploi vacant reçoive beaucoup de candidatures tandis qu'un autre n'en recevra aucune. Plus précisément, la probabilité qu'un emploi vacant donné reçoive la candidature de Mr i est égale à e_i/V . Inversement, la probabilité que cet emploi vacant ne reçoive pas la candidature de Mr i s'élève à $1 - (e_i/V)$. Il en résulte que la probabilité qu'un emploi vacant ne reçoive aucune candidature a pour valeur $\prod_{i=1}^{i=D} [1 - (e_i/V)]$. Par conséquent, la probabilité qu'un emploi vacant reçoive au moins une candidature est égale à $1 - \prod_{i=1}^{i=D} [1 - (e_i/V)]$. Comme nous avons supposé que, pour chaque emploi vacant, les firmes tirent au hasard parmi les candidatures reçues celui ou celle qui l'occupera, le nombre d'embauches M est donné par la relation :

$$M = V \left[1 - \prod_{i=1}^{i=D} \left(1 - \frac{e_i}{V} \right) \right]$$

Si V est grand par rapport à e_i (ce qui est une hypothèse raisonnable), il est possible d'approximer $1 - (e_i/V)$ par $\exp[-(e_i/V)]$. Notons \bar{e} la moyenne des e_i , la fonction d'appariement s'écrit finalement :

$$M = M(V, \bar{e}D) = V \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{\bar{e}D}{V} \right) \right] \right\}$$

On vérifie que cette fonction est croissante en V et D , et qu'elle est homogène de degré 1 par rapport à ces deux arguments. La valeur \bar{e} de l'intensité moyenne de la recherche apparaît aussi parmi les déterminants de la fonction de matching. Sur le plan empirique, cela justifie d'inclure dans les estimations de la fonction d'appariement toutes les variables susceptibles d'agir sur l'intensité de la recherche comme, par exemple, les caractéristiques du système d'allocations chômage, la composition démographique des chercheurs d'emplois, des indicateurs de l'aisance des mobilités géographiques, etc. Notons encore que, le nombre total de candidatures étant égal à $\bar{e}D$, la probabilité de trouver emploi pour Mr i s'écrit $e_i M(V, \bar{e}D) / \bar{e}D$. Elle est donc d'autant plus grande que son niveau d'effort relatif e_i/\bar{e} est important.

Les modèles "urnes et boules" fournissent ainsi des fondements pour la fonction d'appariement agrégée. Ils accordent cependant trop de place au facteur chance alors que la recherche d'un emploi comporte des éléments stratégiques non aléatoires de la part des travailleurs ou des entreprises. D'autres modèles essaient de prendre en compte ces aspects.

Les modèles de rang (*ranking models*), comme celui de Blanchard et Diamond (1994), partent de l'hypothèse que les entreprises ont des préférences sur les candidatures qu'elles reçoivent. Elles préféreront par exemple les employés qualifiés aux employés non qualifiés ou les chômeurs de court terme aux chômeurs de long terme. Dans ce cas, la fonction d'appariement dépend directement ou indirectement des préférences des employeurs et des caractéristiques des chercheurs d'emploi. Ainsi, lorsque les entreprises accordent la priorité aux chômeurs de court terme, on peut montrer que la probabilité moyenne de trouver un emploi diminue avec l'incidence du chômage de long terme. Ce résultat a été confirmé par les travaux de Mumford et Smith (1999) pour l'Australie et par ceux de Burgess (1993) pour le Royaume-Uni. Petrongolo et Pissarides (2001) font cependant remarquer qu'un résultat de ce type ne confirme pas nécessairement le bien fondé de l'hypothèse d'un classement des prétendants. Il peut aussi provenir d'un moindre effort de recherche de la part des chômeurs de longue durée.

Les modèles d'appariement stock-flux (*stock-flow matching*) partent de l'idée que l'existence de stocks d'emplois vacants et de chômeurs traduit, au moins pour partie, une inadéquation parfaitement connue — et qui ne reste donc pas à découvrir — entre les caractéristiques des emplois vacants et celles

des personnes à la recherche d'un emploi. Il en résulte que les processus de recherche des entreprises et des travailleurs vont privilégier les nouveaux flux de propositions par rapport aux stocks repertoriés. Coles et Smith (1998) construisent un modèle de ce type qu'ils estiment à l'aide de données britanniques sur la période 1987-1995. Les résultats empiriques corroborent partiellement leurs hypothèses. Ils trouvent que seuls les nouveaux flux d'emplois vacants accroissent significativement les taux de hasard des chômeurs de longue durée, tandis que ce sont à la fois les stocks et les nouveaux flux d'emplois vacants qui agissent positivement sur les taux de hasard des chômeurs de courtes durées.

Quelques éléments empiriques

La fonction d'appariement peut être estimée sur la base de données macroéconomiques. En postulant une forme de type Cobb-Douglas pour la fonction $M(V, \bar{e}D)$, l'équation à estimer est linéaire en logarithmes. La variable dépendante est représentée par les flux d'embauches et les variables explicatives sont les stocks de chômeurs et d'emplois vacants (sur les problèmes soulevés par la mesure de ces variables et sur les méthodes d'estimation de la fonction d'appariement voir le survey très complet de Petrongolo et Pissarides, 2001. On y trouvera aussi de très nombreuses références se rapportant aux travaux dans ce domaine). Hormis quelques exceptions notables, comme Blanchard et Diamond (1990) sur données du secteur manufacturier aux Etats-Unis et Yashiv (2000) sur données israéliennes, la plupart des études empiriques sur données macroéconomiques acceptent l'hypothèse de rendements constants. Si les flux d'embauches s'identifient aux embauches en provenance du chômage, l'élasticité de la fonction d'appariement par rapport au stock U de chômeurs se situe dans l'intervalle [0.5–0.7]. En revanche, si la variable dépendante tient compte de l'ensemble des embauches (ce qui ajoute les déplacements d'emploi à emploi et les embauches des personnes inactives), cette élasticité se situe dans l'intervalle [0.3–0.4].

L'analyse des fondements microéconomiques de la fonction d'appariement agrégée suggère aussi que tous les éléments susceptibles d'agir sur l'intensité de la recherche devraient faire partie des variables explicatives. Les études empiriques ajoutent effectivement ce type de variables à la liste des exogènes. Il apparaît que l'incidence du chômage de longue durée, la dispersion géographique des emplois vacants et des chômeurs et la structure démographique de la population active exercent un effet significatif sur le processus d'appariement. En revanche, le système d'allocations chômage ne semble pas véritablement influencer ce processus. Mais, selon Petrongolo et Pissarides (2001), ce résultat pourrait provenir de la difficulté à construire des indicateurs macroéconomiques pertinents des systèmes d'indemnisation du chômage. Signalons enfin que les travaux utilisant des données microéconomiques aboutissent à des résultats très hétérogènes, dont certains tendent à confirmer les conclusions des études réalisées sur la base de données macroéconomiques (voir, par exemple, Coles et Smith, 1996, et Petrongolo, 2000).

Les propriétés de la fonction d'appariement

Sans perte de généralités, nous noterons simplement $M(V, D)$ la fonction d'appariement agrégée. Dans un modèle en temps continu, $M(V, D)$ représente le flux *instantané* des embauches à un date donnée. En d'autres termes, si V_t et D_t désignent respectivement les stocks d'emplois vacants et de personnes à la recherche d'un emploi à la date t , le nombre d'embauches sur l'intervalle $[t, t + dt]$ est égal à $M(V_t, D_t)dt$. Pour simplifier les notations, nous omettrons le plus souvent l'indice de temps. La fonction $M(V, D)$ sera supposée strictement croissante par rapport à chacun de ses arguments et telle que $M(V, 0) = M(0, D) = 0$. Ces hypothèses signifient, d'une part, que les embauches augmentent lorsque le nombre des demandeurs d'emploi ou celui des postes vacants s'accroît, et, d'autre part, qu'il ne peut y avoir d'embauche sans au moins un emploi vacant et un demandeur d'emploi. Une formulation fréquemment utilisée de la fonction d'appariement impose deux hypothèses supplémentaires (Pissarides, 2000). Tout d'abord, seuls les chômeurs sont supposés être des demandeurs d'emploi. Si

U désigne le nombre de chômeurs, on aura donc $U = D$. Cette hypothèse revient à négliger l'activité de recherche des salariés disposant d'un emploi (voir Mortensen, 1994, et Pissarides, 2000, qui présentent des modèles intégrant cette possibilité). Enfin, nous admettrons que la fonction d'appariement a des rendements d'échelle constants. La probabilité de pourvoir un emploi vacant par unité de temps s'exprime alors de la façon suivante :

$$\frac{M(V, U)}{V} = M(1, U/V) \equiv m(\theta); \quad \theta \equiv V/U \quad (1)$$

Le paramètre θ , égal au rapport entre le nombre d'emplois vacants et le nombre de chômeurs, est un indicateur de la "tension" régnant sur le marché du travail. En dérivant l'expression (1) par rapport à U , on obtient :

$$m'(\theta) = -\frac{U^2}{V^2} M'_U(1, U/V) < 0$$

Ainsi, la probabilité de pourvoir un emploi vacant diminue avec l'indicateur de tension. Cela s'explique de la manière suivante : pour un nombre U donné de chômeurs, chaque firme a plus de difficultés à pourvoir un de ses postes vacants lorsque le nombre total des emplois vacants augmente. Pour un chômeur, la probabilité de retrouver un emploi par unité de temps dépend aussi de l'indicateur de tension du marché du travail, elle est définie par :

$$\frac{M(V, U)}{U} = \frac{V}{U} \frac{M(V, U)}{V} = \theta m(\theta) \quad (2)$$

En dérivant cette relation par rapport à V , on trouve :

$$[\theta m(\theta)]' \equiv m(\theta) + \theta m'(\theta) = M_V(V, U) > 0$$

Par conséquent, la probabilité de sortie du chômage est une fonction croissante de la tension régnant sur le marché du travail. Cela signifie que pour un nombre donné de chômeurs, chacun d'entre eux a plus de chances de trouver un emploi lorsque le nombre des postes vacants s'accroît. On vérifie également que la valeur absolue de l'élasticité de la fonction $m(\theta)$, soit $\eta(\theta) = -\theta m'(\theta)/m(\theta)$, est inférieure à l'unité. L'examen des probabilités de sortie du chômage et de l'emploi montre qu'il existe des *externalités d'échange*. L'accroissement du nombre d'emplois vacants diminue la probabilité de pourvoir un emploi vacant et augmente celle de sortir du chômage. Les chômeurs ont donc intérêt à ce que les entreprises créent des emplois, mais chaque entreprise a intérêt à ce que le nombre de postes vacants soit le plus faible possible, afin de bénéficier de nombreux postulants pour les emplois qu'elle propose. Chaque chômeur a aussi intérêt à ce que les autres demandeurs d'emploi se retirent du marché du travail, afin de ne pas être en concurrence avec eux. Les externalités *inter-groupes* sont donc positives, tandis que les externalités *intra-groupes* sont négatives, elles correspondent à des effets de congestion.

1.1.2 L'équilibre des flux et la courbe de Beveridge

La tension du marché du travail et le taux de destruction des emplois conditionnent, avec la technologie d'appariement, la dynamique des flux d'emplois et de main-d'œuvre. Pour le montrer, désignons respectivement par U , L et N , le stock des chômeurs, le volume de l'emploi et la taille de la population active à une date donnée. A chaque instant, la population active s'accroît de la quantité \dot{N} . En admettant que tous les nouveaux arrivants dans la population active commencent par rechercher un emploi, le nombre de chômeurs augmente du total de ces nouveaux arrivants auquel il faut ajouter les qL travailleurs venant de perdre leur emploi. Le volume du chômage s'accroît ainsi de $\dot{N} + qL$. En

revanche, à chaque instant, il y a $\theta m(\theta)U$ chômeurs qui retrouvent un emploi. La variation \dot{U} du stock de chômeurs s'écrit alors :

$$\dot{U} = \dot{N} + qL - \theta m(\theta)U \quad (3)$$

Notons respectivement $n = \dot{N}/N$ et $u = U/N$ le taux de croissance de la population active et le taux de chômage. Comme on a $N = L + U$ et aussi $\dot{U} = \dot{u}N + u\dot{N}$, l'équation d'évolution du taux de chômage s'obtient en divisant par N les deux côtés de la relation (3). Il vient ainsi :

$$\dot{u} = q + n - [q + n + \theta m(\theta)]u \quad (4)$$

La valeur stationnaire du taux de chômage, qui seule nous intéresse ici, correspond à $\dot{u} = 0$. Elle est donc donnée par :

$$u = \frac{q + n}{q + n + \theta m(\theta)} \quad (5)$$

Si l'on convient de définir le taux d'emplois vacants par $v = V/N$, l'indicateur de tension θ est aussi égal au rapport v/u . L'équation (5) décrit alors une relation entre le taux de chômage u et le taux des emplois vacants v . Cette liaison traduit l'équilibre des flux de main-d'œuvre entre l'emploi et le chômage étant donné les propriétés de la fonction d'appariement. Dans le plan (u, v) , cette relation s'identifie à la courbe de Beveridge. Il est possible de montrer, à l'aide des hypothèses faites sur la fonction d'appariement, que la courbe de Beveridge est décroissante et convexe. Sur les Figures 1.1.2 et 2, elle est repérée par le sigle (CB) . En outre, la position de la courbe de Beveridge reflète l'efficacité de la technologie d'appariement. En effet, la courbe de Beveridge est située d'autant plus loin de l'origine que la technologie d'appariement est inefficace.

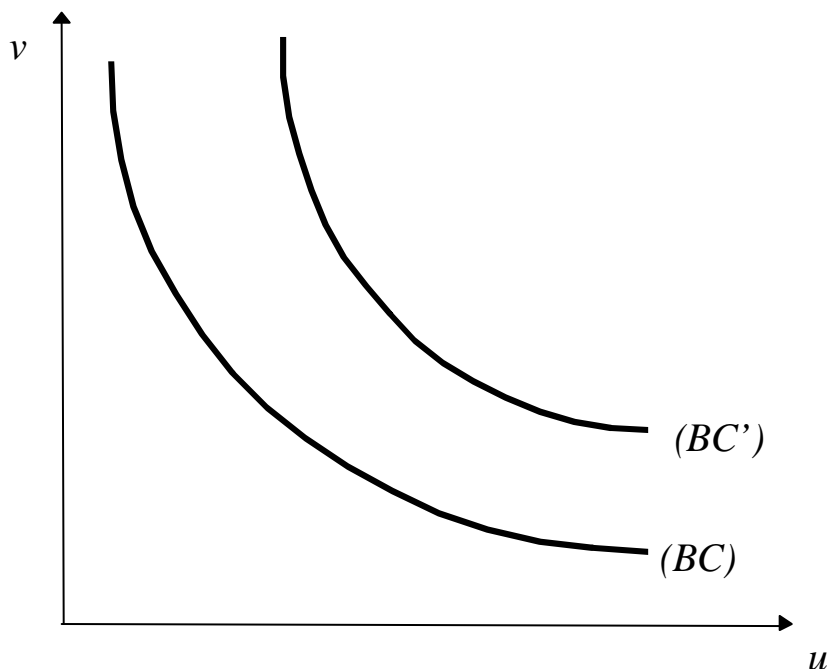


Figure 1 : La courbe de Beveridge

Nous allons, dans ce qui suit, développer un modèle d'équilibre du marché du travail fondé sur le processus d'appariement qui vient d'être décrit. Nous raisonnerons uniquement à l'état stationnaire.

Des éléments de dynamique sont étudiés dans la section suivante. Nous commençons par l'étude des comportements qu'adopteront les entreprises et les offreurs de travail confrontés au processus d'appariement des emplois et de la main-d'œuvre.

1.2 Le comportement des entreprises

Il n'y a que deux biens dans l'économie : un bien produit par les entreprises et consommé par tous les individus ; et le travail, supposé homogène, qui est le seul facteur de production. Le bien produit par les entreprises sert de numéraire. Chaque firme est assimilée à un entrepreneur individuel possédant un seul poste de travail qui, lorsqu'il est occupé par un employé, permet de produire une quantité exogène y de bien à chaque date. Nous commençons par définir les espérances de rémunération sur un poste occupé et sur un emploi vacant afin de déterminer la demande de travail des entreprises.

1.2.1 Les espérances de gain d'un entrepreneur

A chaque instant, un poste de travail peut être occupé ou vacant. Lorsqu'il est occupé, il procure à l'entrepreneur une espérance de profit Π_e qui est différente du profit espéré Π_v quand l'emploi devient vacant. Les formules donnant ces gains espérés s'interprètent comme des équations d'arbitrage.

Le profit espéré sur un poste occupé

Sur chaque petit intervalle de temps dt , un poste occupé est susceptible de devenir vacant selon une probabilité exogène qdt . Cette probabilité concerne toutes les sorties de l'emploi quelle que soit leur cause. Il peut s'agir indifféremment de licenciements ou de destructions de postes de travail. Il faut cependant garder à l'esprit que le licenciement d'un employé ou la destruction d'un poste de travail sont par nature des décisions endogènes, prises sur la base d'une analyse des perspectives présentes et futures de la firme. Retenir une probabilité exogène q pour décrire ces phénomènes n'est donc pas une solution satisfaisante. Les Chapitres 9 et 10 montrent comment il est possible de rendre cette probabilité endogène (voir aussi, Mortensen et Pissarides, 1994, et Pissarides, 2000). Un grand nombre de résultats (mais pas tous) ne perdent pas de leur substance sous l'hypothèse d'une probabilité de sortie de l'emploi exogène.

Nous supposons aussi que le taux d'intérêt réel r est une grandeur exogène. Implicitement, nous nous situons donc dans le cadre d'une petite économie ouverte avec une parfaite mobilité des capitaux. L'existence d'un marché financier implique qu'un dollar placé à la date t rapporte $1 + rdt$ dollars en $t + dt$, ou, en d'autres termes, que la valeur actualisée d'un dollar à la date t qui sera disponible à la date $t + dt$ est $1/(1 + rdt)$. Le terme $1/(1 + rdt)$ représente donc le facteur d'actualisation sur chaque petit intervalle de temps dt . A l'état stationnaire, si l'on note w le salaire réel reçu à chaque instant par un employé, le profit espéré sur un poste occupé prend la forme suivante :

$$\Pi_e = \frac{1}{1 + rdt} [(y - w)dt + qdt\Pi_v + (1 - qdt)\Pi_e] \quad (6)$$

Cette relation indique que l'espérance de profit d'un emploi est égale à la somme actualisée du flux de profit instantané $(y - w)dt$ sur l'intervalle de temps dt et de l'espérance actualisée des profits futurs. Avec une probabilité qdt ces profits futurs coïncident avec le profit espéré Π_v sur un emploi vacant, et avec la probabilité complémentaire $(1 - qdt)$ ils se confondent avec le profit espéré Π_e sur un emploi occupé. Il est particulièrement intéressant de noter que la relation (6) s'écrit encore de manière plus simple :

$$r\Pi_e = y - w + q(\Pi_v - \Pi_e) \quad (7)$$

Cette équation traduit l'égalité des différentes possibilités d'arbitrage de placement d'un actif. Dans le cas présent, sur le "marché financier", un actif de valeur Π_e rapporte $r\Pi_e$ à chaque instant. Ce même actif, placé sur le marché du travail, offre un profit instantané $(y - w)$ auquel s'ajoute le gain moyen $q(\Pi_v - \Pi_e)$ lié au changement d'état possible du poste de travail. Pour un poste occupé, ce gain algébrique est en fait une perte résultant du départ de l'employé.

Le profit espéré sur un emploi vacant

A chaque instant, le maintien d'un emploi vacant occasionne des coûts dont le montant sera noté h . Ces coûts représentent les dépenses nécessaires à l'entretien du poste de travail inoccupé et à la recherche d'un employé ayant les qualifications requises pour le poste proposé (publicité, frais d'agence, utilisation d'un cabinet de conseil, etc.). Comme, à chaque date, un emploi vacant a une probabilité $m(\theta)$ d'être pourvu, le profit espéré sur un emploi vacant s'écrit :

$$\Pi_v = \frac{1}{1 + rdt} \{-hdt + m(\theta)dt\Pi_e + [1 - m(\theta)dt] \Pi_v\}$$

Soit encore, en réarrangeant les termes de cette relation :

$$r\Pi_v = -h + m(\theta)(\Pi_e - \Pi_v) \quad (8)$$

En termes d'arbitrage, cette relation égalise le rendement instantané $r\Pi_v$ de l'actif "emploi vacant" sur le marché financier avec son rendement sur le marché du travail. Ce dernier rendement se compose du coût instantané $-h$ et du gain moyen $m(\theta)(\Pi_e - \Pi_v)$ associé au changement d'état (en l'occurrence, passage de l'état vacant à l'état occupé).

1.2.2 La demande de travail

Tant que le profit espéré sur un emploi vacant demeure strictement positif, de nouveaux entrepreneurs entrent sur le marché du bien servant de numéraire. Ce mouvement prend fin lorsque le profit espéré sur un emploi vacant devient nul. On obtient ainsi une condition dite de *libre entrée* et qui s'écrit simplement $\Pi_v = 0$. Lorsque cette condition est satisfaite, la relation (8) implique alors $\Pi_e = h/m(\theta)$. D'autre part, l'équation (7) définissant le profit espéré sur un emploi occupé donne aussi $\Pi_e = (y - w)/(r + q)$. En confrontant ces deux valeurs de Π_e on aboutit à l'équation suivante :

$$\frac{h}{m(\theta)} = \frac{y - w}{r + q} \quad (9)$$

Le côté gauche de cette équation représente le coût moyen d'un emploi vacant. En effet, à chaque instant un emploi vacant occasionne une dépense égale à h et il a une probabilité $m(\theta)$ d'être appareillé avec un chômeur. On sait que cet emploi vacant reste alors inoccupé en moyenne pendant une durée $1/m(\theta)$. Le coût moyen d'un emploi vacant est donc bien égal à la quantité $h/m(\theta)$. En se rappelant que le côté droit de la relation (9) s'identifie au profit espéré sur un emploi occupé, l'interprétation de cette relation est alors très simple : à l'équilibre de libre entrée, le coût moyen d'un emploi vacant doit être égal au profit espéré sur un emploi occupé.

La probabilité $m(\theta)$ de pourvoir un emploi vacant étant décroissante avec l'indicateur de tension θ , l'équation (9) définit une liaison monotone décroissante entre le salaire en vigueur dans une entreprise et l'indicateur de tension. Cette liaison négative traduit le fait qu'une hausse du salaire w dégrade les perspectives de profit d'un emploi occupé. Comme à l'équilibre de libre entrée l'espérance de profit d'un emploi pourvu égalise le coût moyen d'un emploi vacant, les entrepreneurs réagissent en diminuant la durée de vacance d'un poste occupé, ce qui fait baisser θ .

Comme nous avons montré que le taux de chômage se déduit de la tension du marché du travail grâce à la courbe de Beveridge (5), il est possible de définir les valeurs d'équilibre du taux de chômage u et de la tension du marché du travail θ à partir du système d'équations (5) et (9) lorsque le salaire est exogène. Nous laissons ceci au soin du lecteur à titre d'exercice.

Habituellement, dans les modèles d'appariement, les salaires sont endogènes et négociés entre chaque employeur et salarié. Cette approche est assez naturelle car, comme le montre la relation (9), l'existence de coûts de création des emplois induit un profit strictement positif pour les employeurs titulaires d'un poste nouveau. Un profit strictement positif sur les emplois occupés est en effet nécessaire pour que les employeurs aient intérêt à poster des emplois vacants. Dans ces circonstances, une partie de ce profit reviendra aux salariés si ceux-ci disposent d'un certain pouvoir de négociation. Pour comprendre le fonctionnement d'un marché du travail avec des coûts de transaction, il est donc important de représenter le processus de partage des gains induits par les emplois créés et d'analyser son influence. A cet égard, il est nécessaire de préciser, au préalable, la manière dont les travailleurs valorisent les situations d'employé et de chômeur.

1.3 Le comportement des offreurs de travail

Rappelons que la population active est composée de N individus dont la durée de vie est infinie. Deux situations sont possibles pour un offreur de travail. Il peut être employé, son espérance d'utilité est alors égale à V_e , ou chômeur et son espérance d'utilité atteint la valeur $V_u \leq V_e$. Lorsqu'un offreur de travail est employé, il produit une quantité y de bien numéraire et perçoit un salaire réel w à chaque instant. Il risque aussi de perdre son emploi avec la probabilité q par unité de temps. En supposant que les travailleurs n'ont pas d'aversion au risque, et que l'utilité indirecte retirée d'un salaire w est simplement égale au montant de ce salaire, l'espérance d'utilité d'un employé à l'équilibre stationnaire s'obtient en répliquant la démarche utilisée pour calculer la valeur d'un emploi, soit :

$$rV_e = w + q(V_u - V_e) \quad (10)$$

Un offreur de travail au chômage recherche toujours un emploi. A chaque instant, cette recherche lui procure un gain net noté z . Ce gain net se compose des bénéfices liés à la situation de chômeur (allocations de chômage, transferts d'assistance, mais aussi de l'utilité éventuelle attachée à la situation de non travail), auxquels il faut retrancher les divers coûts inhérents à la recherche d'un emploi (coûts de transport, de correspondance, de formations complémentaires éventuelles, etc.). Comme, à chaque instant, la probabilité de rencontrer un employeur ayant un poste vacant est égale à $\theta m(\theta)$, l'espérance d'utilité d'un chômeur prend la forme :

$$rV_u = z + \theta m(\theta)(V_e - V_u). \quad (11)$$

1.4 Les négociations et la courbe WS

Lorsqu'un chômeur et un entrepreneur possédant un emploi vacant se rencontrent, ils entament des négociations sur la valeur du salaire qui s'appliquera à chaque instant. L'issue de ces négociations se traduit par une liaison monotone croissante entre le salaire et la tension régnant sur le marché du travail. Les études empiriques confirment l'existence d'une liaison de ce type.

1.4.1 Négociations salariales et surplus

Moyennant certaines hypothèses, l'issue des négociations s'identifie à une règle de partage du surplus dégagé par la rencontre d'un offreur de travail et d'un entrepreneur. Un jeu non coopératif très simple permet de justifier cette règle de partage.

Surplus et critère de Nash

Pour aborder le problème de la négociation il s'avère souvent utile de raisonner à l'aide du *surplus* S associé à l'appariement d'un employé et d'un employeur. Celui-ci se définit par la somme des *rentes* que procure l'occupation d'un poste de travail offrant le salaire négocié w . La rente représente la différence de gain entre ce que les acteurs sont susceptibles d'atteindre par une relation de type contractuelle et ce que leur offre la meilleure opportunité extérieure au contrat. Dans le contexte actuel, pour l'employé la rente s'élève à $(V_e - V_u)$, tandis que pour l'employeur elle est égale à $(\Pi_e - \Pi_v)$. Le surplus est donc défini par :

$$S = V_e - V_u + \Pi_e - \Pi_v \quad (12)$$

La négociation donne à chaque participant une part du surplus proportionnelle à son pouvoir relatif. En notant $\gamma \in [0, 1]$ le pouvoir relatif du travailleur, le résultat de la négociation s'écrit :

$$V_e - V_u = \gamma S \quad \text{et} \quad \Pi_e - \Pi_v = (1 - \gamma)S \quad (13)$$

Il existe plusieurs manières de justifier un tel partage du surplus. Il peut constituer la solution d'un programme de négociation à la Nash, correspondant au maximum du critère de Nash généralisé (voir Osborne et Rubinstein, 1990). Dans ce cas, la valeur du salaire négocié à chaque date est la solution du programme suivant :

$$\text{Max}_w (V_e - V_u)^\gamma (\Pi_e - \Pi_v)^{1-\gamma} \quad (14)$$

A l'aide des équations (7) et (10) définissant respectivement l'espérance de gain d'un employé et d'un entrepreneur, on vérifie alors facilement que la condition du premier ordre de ce programme donne la règle de partage (13).

Un jeu de négociation

On peut aussi justifier la règle de partage du surplus (13) à l'aide d'un jeu de négociation non coopératif. Supposons, par exemple, que les négociations se déroulent, à chaque instant, selon un jeu en deux étapes ayant les caractéristiques suivantes :

Etape 1) Les deux protagonistes proposent un contrat stipulant un salaire qui sera payé sur le petit intervalle de temps dt à venir.

Etape 2) Si l'un des deux protagonistes a refusé de signer le contrat proposé à l'étape 1, avec une probabilité γ le travailleur fait une nouvelle offre, à prendre ou à laisser, et l'employeur fait une offre de même nature avec la probabilité complémentaire $(1 - \gamma)$. En cas de nouveau refus l'emploi est détruit.

Il est assez facile de montrer que la règle de partage du surplus (13) provient d'un équilibre parfait en sous-jeux de ce jeu de négociation. En effet, si c'est le travailleur qui fait l'offre dans l'étape 2, l'employeur obtient un gain Π_v , et le travailleur prend la totalité du surplus, ce qui signifie que son utilité espérée s'élève à $(S + V_u)$. Dans le cas contraire où c'est l'employeur qui fait l'offre, le travailleur obtient V_u , l'employeur s'attribue tout le surplus et son profit espéré atteint la valeur $(S + \Pi_v)$. A la première étape, le travailleur sait donc qu'à l'issue de la deuxième étape son utilité espérée s'élèvera à $(1 - \gamma)V_u + \gamma(S + V_u)$, soit $V_u + \gamma S$. Symétriquement, l'employeur sait qu'à cette échéance son profit espéré sera égal à $(1 - \gamma)(S + \Pi_v) + \gamma\Pi_v$, soit $\Pi_v + (1 - \gamma)S$. Par conséquent, chaque protagoniste est indifférent entre signer à l'étape 1 un contrat stipulant pour l'employé une utilité espérée V_e égale à $V_u + \gamma S$ et pour l'employeur un profit espéré Π_e égale à $\Pi_v + (1 - \gamma)S$, et attendre l'étape 2 pour

faire les propositions définies auparavant. A la première étape, signer un contrat conforme à la règle de partage (13) constitue donc un équilibre parfait en sous-jeu du jeu de négociation. Si l'on suppose que la mise en œuvre de l'étape 2 s'accompagne d'un coût, même très faible, le jeu de négociation possède un équilibre unique correspondant à la signature immédiate du contrat de partage du surplus décrit par la condition (13).

Dans ce qui précède, nous avons proposé un jeu très simple, excessivement artificiel, conduisant à la règle de partage du surplus habituellement utilisée. En fait, il est possible de construire de très nombreux jeux de négociation permettant de retrouver cette règle de partage. Ces différents jeux fournissent des interprétations alternatives du paramètre γ qui peut dépendre, notamment, de la préférence pour le présent des joueurs et de leur degré d'aversion au risque (voir Osborne et Rubinstein, 1990). Nous allons à présent nous concentrer sur les conséquences de la règle de partage du surplus.

Le salaire négocié

En premier lieu, on obtient une expression simple du surplus en additionnant les relations (7) et (10) définissant respectivement l'utilité et le profit espérés associés à un appariement pour lequel le salaire négocié s'élève à w . Il vient ainsi :

$$S = \frac{y - r(V_u + \Pi_v)}{r + q} \quad (15)$$

De plus, les définitions (7) et (10) du profit et de l'utilité espérés sur un emploi occupé peuvent s'écrire de la façon suivante :

$$V_e - V_u = \frac{w - rV_u}{r + q} \quad \text{et} \quad \Pi_e - \Pi_v = \frac{y - w - r\Pi_v}{r + q} \quad (16)$$

En combinant les deux premières égalités des relations (13) et (16) avec l'expression (15) du surplus prise à l'équilibre de libre entrée où $\Pi_v = 0$, on obtient une première formule caractérisant le salaire négocié. Elle s'écrit :

$$w = rV_u + \gamma(y - rV_u) \quad (17)$$

Cette expression a une interprétation très intuitive. Lorsque l'employé possède tout le pouvoir dans la négociation salariale ($\gamma = 1$), il s'accapare alors à chaque date de l'ensemble de la production y . Si, à l'inverse, c'est l'employeur qui possède tout le pouvoir dans la négociation ($\gamma = 0$), le salaire w est alors égal à rV_u et la relation (16) montre que $V_e = V_u$, l'employé n'obtient alors aucune rente. Dans les cas intermédiaires ($0 < \gamma < 1$), le salaire négocié est une combinaison linéaire de la valeur y de la production et du "salaire de réservation", rV_u , pondérés respectivement par le poids de l'employé et de l'employeur dans la négociation.

1.4.2 La courbe (WS)

La courbe (WS) synthétise les liens entre le salaire et l'indicateur de tension tels qu'ils ressortent du processus de négociation. Les estimations de nombreuses équations de salaires permettent de préciser les propriétés de cette courbe.

Négociations salariales, courbes (WS) et offre de travail

Il est possible d'obtenir une relation entre le salaire w et la tension θ du marché du travail à partir de l'équation (17) donnant la valeur du salaire négocié. Pour cela, il suffit de noter que la définition

(11) de V_u et la règle (13) de partage du surplus impliquent $rV_u = z + \gamma\theta m(\theta)S$, et, en tenant compte de la forme (15) de la valeur du surplus S à l'équilibre de libre entrée, on aboutit à :

$$rV_u = \frac{z(r+q) + \gamma y \theta m(\theta)}{r+q + \gamma \theta m(\theta)}$$

En substituant cette expression de rV_u dans l'équation de salaire (17), il vient :

$$w = z + (y - z)\Gamma(\theta) \quad \text{avec} \quad \Gamma(\theta) = \frac{\gamma[r+q + \theta m(\theta)]}{r+q + \gamma \theta m(\theta)} \quad (18)$$

Le taux de sortie $\theta m(\theta)$ du chômage étant croissant avec l'indicateur de tension θ , la fonction $\Gamma(\theta)$ croît également avec θ . Cette fonction représente le poids *effectif* du salarié dans la négociation. Ainsi, le rapport de force se déplace en faveur du salarié lorsque θ augmente car, dans ce cas, la probabilité de sortir du chômage et donc la valeur V_u de l'opportunité extérieure augmentent également. L'employé redoute alors moins la perspective du chômage, ce qui pousse le salaire négocié à la hausse. Un raisonnement similaire permet de comprendre pourquoi la fonction $\Gamma(\theta)$ est décroissante avec le taux q de sortie de l'emploi. Bien entendu, cette fonction croît avec le poids intrinsèque γ de l'employé dans la négociation. En définitive, si $y > z$, l'équation (18) définit une courbe monotone croissante entre le salaire négocié w et l'indicateur de tension θ . Dans la littérature sur les modèles d'équilibre du marché du travail fondé sur les négociations salariales, l'habitude a été prise de noter par le sigle (*WS*) — pour *wage setting* — la courbe résumant précisément l'issue de ces négociations. Pour la suite, nous nous conformerons à cette usage et nous ferons référence à l'équation (18) comme étant la courbe (*WS*) de notre modèle.

Formellement, il faut noter que la courbe (*WS*) remplace la courbe d'offre de travail du modèle de concurrence parfaite. En effet, pour un niveau donné des emplois vacants, elle définit une relation décroissante entre le salaire et le stock de chômeurs, ce qui est équivalent à une relation croissante entre le salaire et l'emploi. Or cette propriété caractérise aussi, dans certaines circonstances, la fonction d'offre de travail. Cependant cette analogie formelle ne doit pas masquer les différences profondes existant entre la courbe (*WS*) et l'offre de travail dès lors que les travailleurs disposent d'un pouvoir de négociation non nul. La courbe (*WS*) découle d'un processus de négociation sur le salaire et tient compte des caractéristiques du marché du travail comme, par exemple, le taux q de destruction des emplois et la forme $m(\cdot)$ de la fonction d'appariement. Tous ces paramètres sont absents dans la fonction d'offre de travail habituelle. Cette dernière s'obtient dans le cas limite où les travailleurs n'ont aucun pouvoir de négociation. Dans cette situation, les gains des chômeurs z s'interprètent comme le "salaire de réservation" en-deçà duquel les travailleurs refusent les emplois qui leurs sont proposés. Le salaire offert par les employeurs est alors indépendant de la tension du marché du travail.

Éléments empiriques relatifs au pouvoir de négociation

De nombreux travaux empiriques ont été consacrés à l'estimation d'équations de salaire dont la forme est similaire à celle donnée par la relation (18) — voir, par exemple, Blanchflower et Oswald (1995). Une partie de ces travaux s'est attachée à estimer le pouvoir de négociation des travailleurs en cherchant à établir qu'ils obtiennent effectivement une part des rentes des entreprises. Abowd et Lemieux (1993) ont montré que les salaires sont plus élevés dans les entreprises canadiennes peu exposées à la concurrence internationale. Ils estiment que les travailleurs captent 30% des rentes obtenues par les entreprises protégées de la concurrence. Van Reenen (1996) a pour sa part étudié le partage des rentes obtenues à la suite d'innovations sur des données britanniques couvrant la période 1945-1983. Il obtient un résultat similaire à celui de Abowd et Lemieux puisqu'il estime que 29% des rentes sont accaparées par les salariés. Blanchflower *et al.* (1996) se sont livrés à un exercice du même

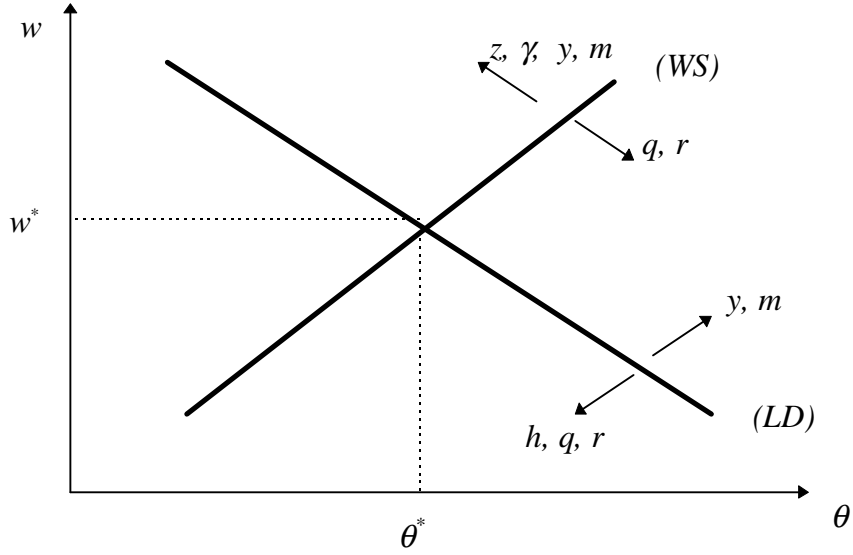


FIG. 1 – Le salaire négocié et l'indicateur de tension

genre, en cherchant à estimer la relation entre le salaire et le profit par tête aux Etats-Unis entre 1964 et 1985. L'élasticité du salaire par rapport au profit par tête s'élève à 8%. L'ensemble de ces résultats suggèrent que les travailleurs captent effectivement une part des rentes des entreprises. La représentation du mode de formation des salaires comme un processus de partage de rente n'est donc pas invalidée empiriquement.

1.5 L'équilibre du marché du travail

Dans le modèle d'appariement, trois relations permettent de caractériser complètement les valeurs d'équilibre du taux de chômage, du salaire et de la tension du marché du travail. Il s'agit de la demande de travail, de la courbe (*WS*) et de la courbe de Beveridge.

1.5.1 La détermination du salaire, de la tension et du taux de chômage

Dans le plan (θ, w) , les valeurs d'équilibre θ^* et w^* de l'indicateur de tension et du salaire réel correspondent aux coordonnées de l'intersection de la courbe (*WS*) avec la demande de travail respectivement définie par les relations (18) et (9). Sur la Figure 1, la courbe de demande de travail est repérée par le sigle (*LD*).

Pour certains développements ultérieurs, il est utile d'avoir une relation définissant complètement la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension. Cette relation s'obtient en éliminant le salaire w entre les équations (9) et (18). En tenant compte de la définition de la fonction $\Gamma(\theta)$ — voir encore (18) —, on trouve finalement :

$$\frac{(1 - \gamma)(y - z)}{r + q + \gamma\theta m(\theta)} = \frac{h}{m(\theta)} \quad (19)$$

Le plus souvent, l'impact des paramètres exogènes sur l'équilibre du marché du travail se déduit aisément en regardant les déplacements des courbes (*WS*) et (*LD*) qu'ils provoquent. Néanmoins, certaines ambiguïtés subsistent parfois et il est alors utile de se référer à la relation (19). Il est intéressant de noter que le côté gauche de cette relation représente la valeur du profit espéré sur un poste

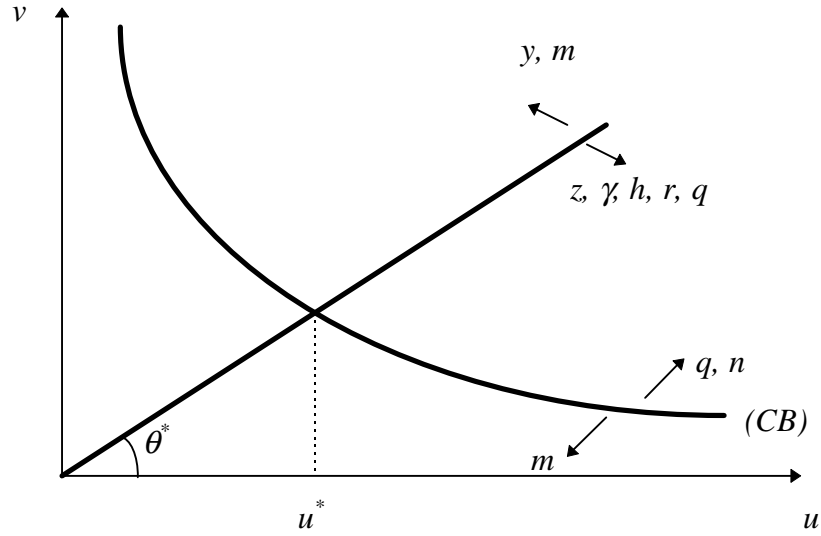


FIG. 2 – L'équilibre du marché du travail

	z	γ	h	m	y	q	r	n
w	+	+	-	+	+	-	-	0
θ	-	-	-	+	+	-	-	0
u	+	+	+	-	-	+	+	+

TAB. 1 – Statique comparative de l'équilibre stationnaire.

occupé lorsque l'on tient compte de la valeur du salaire négocié ; c'est une fonction décroissante de θ . Rappelons que le côté droit représente le coût moyen d'un emploi vacant ; c'est une fonction croissante de θ .

La valeur d'équilibre du taux de chômage se déduit aisément de celle de l'indicateur de tension en tenant compte des entrées et des sorties au sein de la population à la recherche d'un emploi. Plus généralement, la Figure 2 représente l'équilibre du marché du travail dans le plan des variables (u, v) . Connaissant la valeur d'équilibre θ^* de l'indicateur de tension, la valeur d'équilibre u^* du taux de chômage est égale à l'abscisse de l'intersection de la courbe de Beveridge et de la droite issue de l'origine ayant pour pente θ^* .

1.5.2 La statique comparative de l'équilibre

Les propriétés de statique comparative de l'équilibre du marché du travail se déduisent de l'examen des Figures 1 et 2, et à l'aide de l'équation (19) définissant la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension en cas d'ambiguïté. Le Tableau 1 rassemble les résultats obtenus. Nous nous contentons de présenter ici succinctement l'impact de chaque paramètre afin d'illustrer le fonctionnement du modèle. La dimension empirique sera abordée ultérieurement en détail.

La croissance de la population active

La taille N de la population active n'a aucune influence sur l'équilibre du modèle. En revanche, une hausse du *taux de croissance* n de cette population déplace la courbe de Beveridge vers le nord-est sans modifier les courbes (WS) et (LD). Le salaire reste constant, mais le chômage augmente. Ce résultat est la conséquence de l'hypothèse selon laquelle tous les nouveaux entrants sur le marché du travail sont obligatoirement des chômeurs. Pour un même nombre d'emplois vacants, chaque personne à la recherche d'un emploi voit alors sa probabilité d'embauche diminuer, ce qui est équivalent à une détérioration du processus d'appariement.

Le pouvoir de négociation

Le paramètre γ mesurant le pouvoir de négociation de l'employé n'intervient que dans l'expression (18) de la courbe (WS). Pour une valeur donnée de θ , un accroissement du pouvoir de l'employé pousse le salaire négocié à la hausse. Comme la demande de travail n'est pas modifiée, la Figure 1 montre que la hausse de γ se traduit par un déplacement vers le haut de la courbe (WS), ce qui *in fine* provoque une hausse du salaire négocié. Cette hausse du salaire fait baisser le profit espéré sur un emploi occupé qui, à l'équilibre de libre entrée, doit être égal au coût moyen d'un emploi vacant. Il y aura ainsi une baisse du nombre des emplois vacants, ce qui est équivalent à une diminution de θ . La courbe de Beveridge étant indépendante de γ , en définitive le chômage va s'accroître.

Les allocations de chômage

L'effet d'une hausse des allocations chômage z est exactement le même que celui d'une hausse du pouvoir de négociation γ de l'employé. En améliorant l'utilité espérée d'un chômeur il accroît le pouvoir *effectif* de l'employé dans les négociations salariales. Sur la Figure 1, on constate que la courbe (WS) se déplace vers le nord-est, ce qui pousse le salaire à la hausse. Au total, le chômage augmente.

La productivité

La Figure 1 montre qu'une hausse de la productivité individuelle y accroît le salaire négocié mais a un effet *a priori* ambigu sur la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension θ . Cette ambiguïté provient de deux effets de sens contraire ayant pourtant la même origine. Une hausse de y augmente mécaniquement la "taille du gâteau" que le travailleur et l'entrepreneur ont à se partager. Par conséquent, à pouvoir de négociation constant, les deux protagonistes obtiennent, pour l'un, plus de salaire, pour l'autre, plus de profit. Le premier mouvement pousse les entreprises à diminuer le nombre des emplois vacants, le second les incite au contraire à les augmenter. Cette ambiguïté sur le résultat final est illustrée par un déplacement simultané vers le haut des courbes (WS) et (LD) sur la Figure 1. Néanmoins, cette ambiguïté disparaît si l'on se reporte à l'équation (19) caractérisant la valeur d'équilibre de θ . Il apparaît alors qu'une hausse de y a finalement un effet positif sur θ , et diminue le taux de chômage. Ce résultat est dû au fait que le profit espéré sur un poste occupé compte tenu de la valeur négociée du salaire — ce profit correspond au côté gauche de l'équation (19) — augmente toujours avec la productivité du travail.

Il est important de noter que ces effets de la productivité individuelle dépendent fortement de l'hypothèse d'exogénéité des gains des chômeurs z et des coûts h liés à la vacance d'un poste de travail. Or, il y a de bonnes raisons de penser que ces deux paramètres ne sont pas indépendants de la productivité dans le très long terme. Ainsi, les allocations de chômage sont le plus souvent définies comme une fraction du salaire passé — ce qui revient à les lier à la productivité du travail — et les coûts de recherche augmentent sûrement avec le coût du travail. Si z et h étaient parfaitement indexés sur le salaire (c'est-à-dire $z = z'w$ et $h = h'w$, où z' et h' sont des constantes), il est facile de vérifier, en reprenant les principales équations du modèle, que le niveau de la productivité n'a plus aucune influence

sur l'équilibre du marché du travail. Ce résultat signifie que le taux de chômage est vraisemblablement affecté par le *niveau* de la productivité à court-moyen terme mais en est indépendant dans le très long terme. .

L'efficacité du processus d'appariement

Formellement, une efficacité accrue du processus d'appariement revient à multiplier la fonction d'appariement $m(\cdot)$ par un coefficient positif supérieur à l'unité. Sur les Figures 1 et 2, nous avons repéré par la lettre m cette opération. Une amélioration de l'efficacité du processus d'appariement accroît la probabilité de retour vers l'emploi. L'utilité espérée d'un chômeur augmente, ce qui augmente également le poids effectif $\Gamma(\theta)$ des travailleurs lors des négociations salariales. Il s'en suit une pression à la hausse du salaire qui se manifeste, sur la Figure 1, par un déplacement vers le haut de la courbe (WS). Parallèlement, une plus grande efficacité du processus d'appariement accroît la probabilité de pourvoir les emplois vacants, ce qui fait baisser leur coût moyen. Pour un salaire donné, les firmes proposent alors d'avantage d'emplois vacants et θ augmente donc. Sur la Figure 1, la courbe (LD) se déplace vers la droite. Au total, le salaire augmente, mais l'effet sur θ est ambigu car, d'une part, cette hausse du salaire diminue les ouvertures de postes vacants, et, d'autre part, la baisse du coût moyen des emplois vacants incite, au contraire, à en ouvrir d'avantage. La relation (19) définissant la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension permet de lever cette indétermination. On vérifie que θ augmente lorsque le processus d'appariement s'améliore. C'est donc, là-encore, l'effet sur la demande de travail (LD) qui s'avère dominant. Enfin, la Figure 2 indique que le taux de chômage diminue, puisque une efficacité accrue de l'appariement déplace la courbe de Beveridge vers le bas.

Le taux de destruction des emplois

Les Figures 1 et 2, décrivant l'équilibre du marché du travail, montrent qu'une hausse du taux q de destruction des emplois est strictement équivalente à une baisse de l'efficacité du processus d'appariement m . Ce résultat est d'ailleurs parfaitement logique, car, dans ce modèle simple, la rotation des emplois, mesurée par q , et la fonction d'appariement, repérée par m , représentent les deux faces d'un *même* phénomène : celui de la réallocation des emplois et de la main-d'œuvre. Le paramètre m reflète la face "création d'emplois", tandis que le paramètre q reflète, par hypothèse, la face "destruction d'emplois". En réalité, ces deux grandeurs ne sont pas indépendantes. Nous verrons ultérieurement qu'il est possible de rendre endogène le taux de destruction des emplois. Cet enrichissement du modèle de base apporte des précisions intéressantes à la fois sur les conséquences des mesures de protection de l'emploi et sur les effets de l'innovation technologique. Mais, cet enrichissement n'est pas de nature à modifier les principaux enseignements du modèle de base analysés dans ce Chapitre.

Le taux d'intérêt

Pour un employé et pour une entreprise possédant un emploi occupé, une hausse du taux de l'intérêt aggrave, en terme de "capital", le manque à gagner consécutif à un changement d'état. L'employé craint donc plus la perspective du chômage, sa position dans la négociation salariale s'affaiblit et la courbe (WS) se déplace vers la droite. Pour l'employeur ayant un poste de travail occupé, l'effet est symétrique : la hausse du taux d'intérêt augmente le poids du profit attribué à un emploi vacant ce qui diminue le profit espéré sur un emploi aujourd'hui occupé. La courbe (LD) se déplace vers l'origine des axes et la Figure 1 montre que l'influence du taux de l'intérêt est ambiguë puisque, d'une part, la baisse de la pression salariale incite les entreprises à ouvrir plus d'emplois vacants, et d'autre part, la baisse du profit espéré les incite au contraire à diminuer leur offres d'emplois. Cependant, la relation (19) indique — comme lors de l'examen des effets d'une hausse du taux q de destruction

γ	h	q	r	n
0.5	0.3	0.15	0.05	0.01

TAB. 2 – Calibration du modèle de base.

des emplois — que l’effet sur la demande de travail est dominant. Une hausse du taux d’intérêt, en dépréciant la valeur actualisée des profits futurs, diminue l’incitation à poster des emplois vacants et, par conséquent, accroît le taux de chômage. Il est important de souligner que le taux d’intérêt peut aussi affecter l’emploi en modifiant l’investissement en capital et donc la productivité du travail.

1.5.3 Quelques éléments quantitatifs

Les résultats obtenus jusqu’à présent ont permis de mettre en évidence les éléments qui influencent le chômage dans une perspective purement qualitative. Une étape supplémentaire consiste à quantifier l’importance respective de chaque élément.

Une calibration du modèle

Une démarche fréquemment suivie consiste à “calibrer” le modèle, c’est-à-dire à donner des ordres de grandeur plausibles aux paramètres afin de connaître ses prédictions quantitatives (Andolfatto, 1996, Merz, 1995, Mortensen, 1994, Millard et Mortensen, 1997, Mortensen et Pissarides, 1999). Les résultats de ces exercices doivent évidemment être interprétés avec prudence dans la mesure où ils peuvent être très sensibles aux valeurs des paramètres sélectionnées et aux formes fonctionnelles choisies. Néanmoins, certains résultats s’avèrent robustes pour de larges plages des paramètres. En outre, ces exercices de calibration apportent des enseignements utiles sur les propriétés des modèles utilisés.

Les valeurs des paramètres sont présentées dans le Tableau 2. L’unité de temps correspond à une année. La production annuelle y a été normalisée à un. A l’instar de la très grande majorité des travaux consacrés à la calibration de ce type de modèle, nous supposons que le processus d’appariement est représenté par une fonction Cobb-Douglas s’écrivant $M(V, U) = V^{0.5}U^{0.5}$. Le taux annuel de destruction des emplois est égal à 15%. Le taux d’intérêt annuel de 5% correspond en moyenne aux taux d’intérêt réels rencontrés lors de la décennie 1990.

Nous ne disposons pas d’ordre de grandeur fiable pour les paramètres représentant le pouvoir de négociation des travailleurs γ et le coût h des emplois vacants. La démarche habituelle consiste à supposer que γ est égal à l’élasticité de la fonction d’appariement par rapport au taux de chômage. Nous verrons dans le chapitre suivant consacré à l’analyse du bien-être que cette hypothèse assure l’efficacité de l’équilibre décentralisé. Enfin, la valeur de h est choisie de manière à obtenir des taux de chômage compatibles avec les données.

Apports et insuffisances du modèle de base

Le graphique situé dans le quadrant nord-est de la Figure 3 représente l’effet d’une variation du ratio de remplacement $b = z/w$, supposé exogène, sur le taux de chômage. Les trois autres graphiques de la Figure 3 retracent l’impact sur cette variable d’une baisse de la productivité y , d’une hausse du taux d’intérêt r et d’une hausse du taux de croissance n de la population active. Pour ces trois graphiques, nous avons considéré deux valeurs du ratio de remplacement. La première, $b = 0.1$, illustre le cas nord-américain et la seconde, $b = 0.4$, caractérise les pays de l’Europe occidentale où le ratio

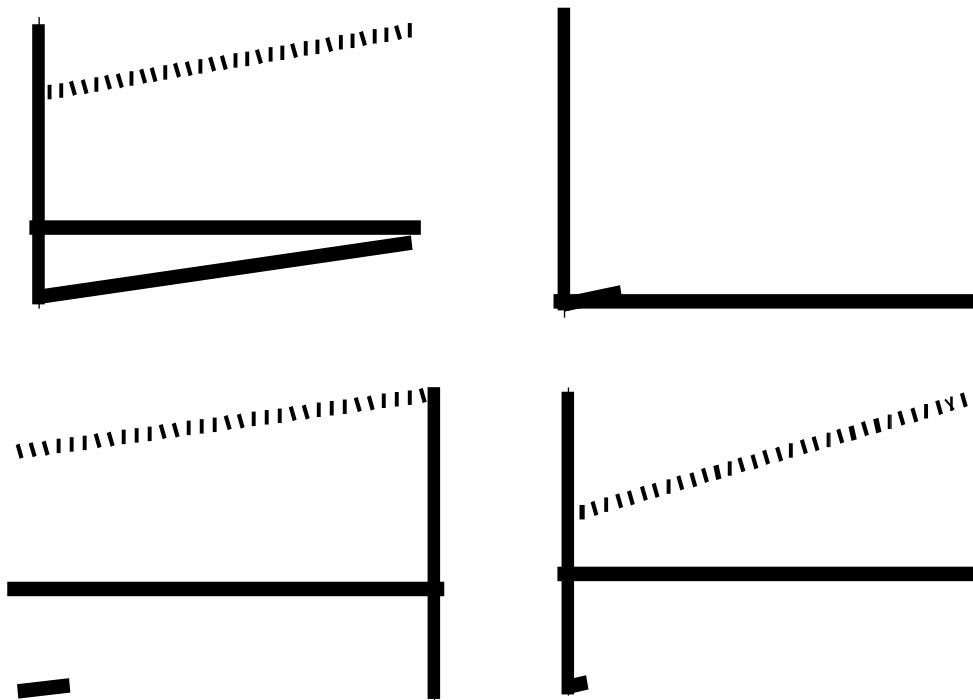


FIG. 3 – Simulations à partir du modèle d'appariement — $b = 0.1$, - - - $b = 0.4$

de remplacement se trouve être nettement supérieur à celui des pays d'Amérique du nord. Ces trois derniers graphiques n'ont de valeur que si les ratios de remplacement ne varient pas trop d'une période à l'autre. Les données de l'OCDE confirment bien que les ratios de remplacement sont stables à peu près partout depuis plus de deux décennies (voir OCDE, 1996).

En premier lieu, le graphique situé dans le quadrant nord-est de la Figure 3 montre que la différence de niveau entre les ratios de remplacement en Amérique du nord et en Europe continentale implique un différentiel de taux chômage de moins de 2 points, nettement inférieur à celui constaté dans les données pour la période récente. Les trois autres graphiques de la Figure 3 montrent que les chocs ont des impacts de même amplitude pour les deux niveaux de ratio de remplacement considérés. En outre, les variations du taux d'intérêt et du taux de croissance de la population active agissent faiblement sur le taux de chômage. Un accroissement de 8 points du taux d'intérêt augmente le taux de chômage de moins de 0.5 point, et une hausse du taux de croissance de la population active de 1 point de pourcentage exerce une pression à la hausse sur le taux de chômage de 0.5 point. Ainsi, le modèle simple d'appariement ne parvient pas à reproduire sur le plan quantitatif la montée du chômage européen à partir des variations du taux d'intérêt, de la productivité ou du taux de croissance de la population active. Le différentiel de chômage entre l'Europe continentale et les Etats-Unis ne peut être attribué uniquement à l'écart entre les ratios de remplacement.

2 La dynamique du chômage et des emplois vacants

Jusqu'à présent, nous nous sommes contentés d'étudier l'équilibre stationnaire du modèle d'appariement. La dynamique de ce modèle est marquée par un contraste important entre l'évolution

des emplois vacants et du chômage. En outre, sous certaines conditions, elle permet de préciser l'origine des chocs affectant le système économique ainsi que les éventuels processus d'amplification ou d'amortissement de ces chocs.

2.1 Négociations et dynamique du surplus

L'analyse de la dynamique du modèle de base nécessite de reconsidérer les relations d'arbitrage décrivant le comportement des agents. Ainsi, lorsque l'économie s'écarte de son état stationnaire, les relations (10) et (11) définissant respectivement l'utilité espérée d'un employé et d'un chômeur s'écrivent désormais :

$$rV_e = w + q(V_u - V_e) + \dot{V}_e \quad (20)$$

$$rV_u = z + \theta m(\theta)(V_e - V_u) + \dot{V}_u \quad (21)$$

Les termes \dot{V}_e et \dot{V}_u qui représentent les dérivées par rapport au temps de V_e et V_u , s'interprètent comme des plus-values instantanées en capital consécutives à la variation de la "cote" des titres V_e et V_u . Comme il n'y a aucune source de croissance régulière dans le modèle de base, ces termes sont nuls à l'équilibre stationnaire. De façon symétrique, les profits espérés sur un emploi occupé et sur un poste vacant définis par les équations (7) et (8), prennent maintenant la forme :

$$r\Pi_e = y - w + q(\Pi_v - \Pi_e) + \dot{\Pi}_e \quad (22)$$

$$r\Pi_v = -h + m(\theta)(\Pi_e - \Pi_v) + \dot{\Pi}_v \quad (23)$$

La rencontre entre un chômeur et un poste vacant occasionne un surplus S , dont la dérivée par rapport au temps est notée \dot{S} . Par définition, on aura ainsi :

$$S = V_e - V_u + \Pi_e - \Pi_v \quad \text{et} \quad \dot{S} = \dot{V}_e - \dot{V}_u + \dot{\Pi}_e - \dot{\Pi}_v \quad (24)$$

De façon parallèle au modèle de base, on suppose que la condition de libre entrée $\Pi_v = 0$ est satisfaite à chaque date, il vient alors également $\dot{\Pi}_v = 0$. A l'aide des définitions (24), l'addition des équations (20) et (22) caractérisant respectivement l'utilité espérée d'un employé et le profit espéré sur un poste occupé implique :

$$(r + q)S = \dot{S} + y + \dot{V}_u - rV_u \quad (25)$$

Cette équation différentielle décrit l'évolution temporelle du surplus, il faut y noter l'absence du salaire négocié. Par conséquent, le surplus sera indépendant de la trajectoire suivie par les salaires, et, comme dans le modèle de base, l'issue des négociations salariales s'apparentera à une règle de partage du surplus conditionnée par les pouvoirs respectifs des participants. On aura donc encore :

$$V_e - V_u = \gamma S \quad \text{et} \quad \Pi_e - \Pi_v = (1 - \gamma)S \quad (26)$$

Les trajectoires des emplois vacants et du chômage

La condition de libre entrée ($\Pi_v = \dot{\Pi}_v = 0$) et la définition (23) du profit espéré sur un emploi vacant donne l'égalité habituelle entre le profit espéré et le coût moyen $\Pi_e = h/m(\theta)$. La seconde des règles de partage (26) implique alors :

$$S = \frac{h}{(1-\gamma)m(\theta)} \implies \dot{S} = -\frac{hm'(\theta)}{(1-\gamma)m^2(\theta)}\dot{\theta} \quad (27)$$

Cette dernière équation, la relation (21) caractérisant l'utilité espérée d'un chômeur et la première des règles de partage (26) entraînent encore :

$$rV_u - \dot{V}_u = z + \theta m(\theta)\gamma S = z + \frac{\gamma\theta h}{1-\gamma} \quad (28)$$

En reportant les valeurs de S , \dot{S} et $(rV_u - \dot{V}_u)$ données par les relations (27) et (28) dans l'équation différentielle (25) décrivant l'évolution temporelle du surplus, il vient après quelques réarrangements de termes :

$$\frac{hm'(\theta)}{(1-\gamma)m^2(\theta)}\dot{\theta} + \frac{h[r+q+\gamma\theta m(\theta)]}{(1-\gamma)m(\theta)} - y + z = 0 \quad (29)$$

Cette équation différentielle caractérise complètement la trajectoire de l'indicateur de tension. A l'état stationnaire ($\dot{\theta} = 0$), cette équation est bien entendu identique à la relation (19) donnant la valeur stationnaire θ^* de la tension régnant sur le marché du travail. L'équation (29) est une équation différentielle non linéaire du premier ordre de la forme $\varphi(\dot{\theta}, \theta) = 0$. L'étude de la convergence des trajectoires de θ au voisinage de l'équilibre stationnaire se réalise néanmoins assez facilement en linéarisant la fonction φ autour du point ($\dot{\theta} = 0, \theta = \theta^*$). Après quelques calculs, on aboutit à l'équation différentielle linéaire suivante :

$$\dot{\theta} + a\theta = a\theta^* \quad \text{avec} \quad a = \gamma \frac{m^2(\theta^*)}{m'(\theta^*)} - (r+q) < 0.$$

La solution générale de cette équation est de la forme $\theta = Be^{-at} + \theta^*$, où B est une constante. Le paramètre a étant négatif, la seule trajectoire convergente de θ correspond à $B = 0$. On a alors, à chaque instant, $\theta = \theta^*$. Ce résultat signifie que la variable θ "saute" immédiatement sur sa valeur stationnaire, il provient du fait que les ouvertures d'emplois vacants sont des décisions qui sont uniquement "tournées vers l'avant" (*forward looking*). Elles ne prennent en compte que les anticipations de profit futur et ne contiennent aucun facteur d'inertie. Le nombre d'emplois vacants peut donc s'adapter immédiatement à toute modification de l'environnement. Plus généralement, toutes les décisions des agents sont tournées vers l'avant, il est alors facile de vérifier que le salaire négocié est aussi une variable qui saute instantanément sur sa valeur stationnaire.

Lorsque l'indicateur de tension a rejoint sa valeur stationnaire θ^* , l'équation différentielle (4) décrivant la trajectoire du taux de chômage prend la forme suivante :

$$\dot{u} + [q + n + \theta^*m(\theta^*)]u = q + n$$

Il s'agit d'une équation différentielle linéaire du premier ordre dans laquelle le coefficient de u est positif. Le taux de chômage converge donc de manière monotone vers sa valeur stationnaire donnée par la relation (5). Il convient de noter que le taux de chômage n'est donc pas une variable qui regarde uniquement vers l'avant. La durée moyenne de recherche d'un emploi étant une quantité positive, il existe à chaque instant un stock de chômeurs qui représente un facteur d'inertie pour la dynamique de l'économie. Après un choc, le taux de chômage ne rejoindra que progressivement sa nouvelle valeur stationnaire.

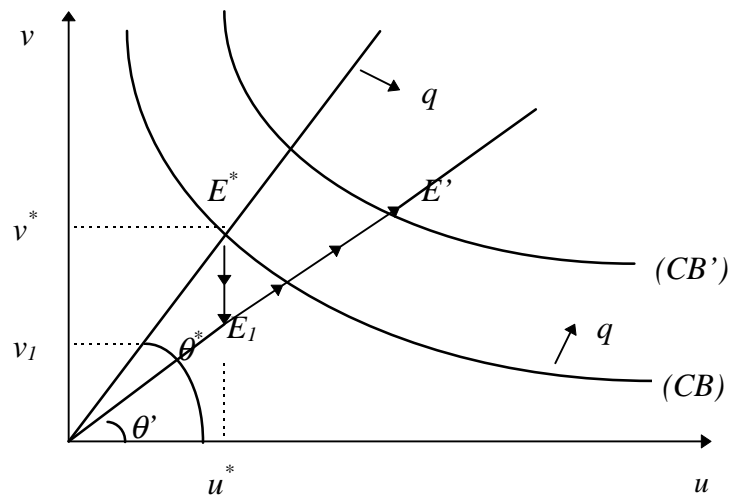


FIG. 5 – Choc de réallocation

d'emplois vacants décrit des boucles dans le sens opposé à celui des aiguilles d'une montre. Cette caractéristique se retrouve dans l'ensemble des pays de l'OCDE. Elle provient de la forte volatilité du taux d'emplois vacants, par rapport au taux de chômage.

2.2.1 Diagnostiquer la nature des chocs

L'examen des Figures 4 et 5 enseigne que, si l'on se restreint aux équilibres stationnaires de long terme, les chocs agrégés seraient caractérisés par des mouvements *opposés* du chômage et des emplois vacants, tandis que les chocs de réallocations seraient, au contraire, marqués par les mouvements de *même* sens de ces deux variables. La prise en compte des trajectoires de convergence perturbe quelque peu ces constatations. La Figure 4 montre ainsi que la trajectoire E_1E' exhibe aussi des mouvements de même sens du chômage et des emplois vacants à la suite d'un choc agrégé. Ce résultat provient de l'absence d'inertie dans l'ajustement des emplois vacants, il a peu de chance d'être vérifié en pratique. Blanchard et Diamond (1989, 1992) ont fait remarquer que la prise en compte de coûts d'ajustement pour les emplois vacants atténuerait le saut initial et, en définitive, un choc agrégé serait plutôt caractérisé par des mouvements opposés du chômage et des emplois vacants. En revanche, la Figure 5 suggère, en observant aussi bien la trajectoire E_1E' que les déplacements de l'équilibre de long terme de E^* à E' , qu'un choc de réallocation serait plutôt marqué par des mouvements de même sens du chômage et des emplois vacants.

La plupart des études empiriques s'appuient sur ce contraste pour tenter d'apprécier la nature des chocs affectant l'économie. Pour les Etats-Unis, Abraham et Katz (1986) et Blanchard et Diamond (1989) attribuent aux chocs agrégés la majeure partie des fluctuations du taux de chômage au cours d'un cycle. En revanche, dans le long terme, l'impact des chocs agrégés disparaît, tandis que les conséquences des chocs de réallocation persistent. Les travaux plus récents de Davis et Haltiwanger (1999b) sur données américaines couvrant la période 1940-1990 aboutissent à une conclusion plus nuancée. Ils trouvent que les effets des chocs de réallocation sur les mouvements cycliques de l'emploi sont très sensibles aux hypothèses adoptées dans le traitement des données. L'étude de Jackman *et al.* (1991) sur le Royaume-Uni suggère une influence prépondérante des chocs de réallocation aussi bien au cours d'un cycle que sur le long terme.

2.2.2 La propagation des chocs

L'analyse de la dynamique du modèle d'appariement permet d'apporter des éléments sur le délai d'ajustement consécutif à un choc sur l'un des paramètres. Comme tous les retards d'ajustement proviennent uniquement du temps nécessaire à réaliser les embauches, l'équation d'évolution du taux de chômage détermine entièrement la dynamique de l'emploi. La Figure ?? représente l'impact d'un accroissement de la population active de 2% sur la dynamique du taux de chômage dans le modèle de base pour les valeurs des paramètres du Tableau 2 et un ratio de remplacement b égal à 0.4. Le taux de chômage stationnaire passe de 10.9% à 12.2%. On observe que la vitesse d'ajustement est très rapide, puisque le taux de chômage s'élève de 10.9% à 11.7% en un an.

Cette vitesse élevée sous-estime vraisemblablement les délais d'ajustement du taux de chômage et de l'emploi car le modèle de base qui sert de support à notre étude contient comme seul mécanisme de propagation des chocs les délais nécessaires pour réaliser des embauches. Les contributions de Merz (1995) et Andolfatto (1996) témoignent de cette insuffisance. Leurs résultats suggèrent qu'un tel modèle, même dans un cadre d'équilibre général avec taux d'intérêt endogène, ne permet pas de reproduire de manière satisfaisante l'évolution de l'emploi à partir des données américaines. Il est donc nécessaire d'introduire d'autres mécanismes de propagation des chocs pour représenter de manière satisfaisante la dynamique de l'emploi. Ainsi Den Haan *et al.* (2000) ont construit un modèle d'appariement prenant en compte des coûts d'ajustement du capital et explicitant les décisions de destruction d'emplois (ce dernier sujet est étudié en dans le chapitre suivant). Leur modèle exhibe des effets de persistance nettement plus en accord avec la réalité. Il semble donc important de tenir compte des interactions entre les décisions de destruction d'emplois, les délais nécessaires pour réaliser des embauches et ajuster le stock de capital à sa valeur désirée afin de mieux représenter la dynamique de l'emploi. Hall (1995, 1999) soutient néanmoins que de tels mécanismes sont sans doute encore insuffisants. Il suggère que la fragilité des emplois nouvellement créés constitue une source potentiellement importante de propagation des chocs sur le chômage et l'emploi (voir aussi Cole et Rogerson, 1996). En effet, Hall (1995) a remarqué que les chocs négatifs sur l'emploi sont suivis par un accroissement du taux de sortie de l'emploi durant plusieurs années. Une interprétation possible de ce phénomène est que la création d'emplois durables résulte d'un long processus d'essais et d'erreurs, pendant lequel de nombreux postes de travail sont créés et rapidement détruits, car les employeurs et les salariés ne peuvent évaluer correctement le rendement des emplois qu'après des périodes de durées variables. Les modèles d'appariement stochastiques (Jovanovic, 1979, Pissarides, 2000, voir l'exercice de ce chapitre) dans lesquels l'espérance de la productivité des emplois est aléatoire, mais *a priori* identique pour tous les appariements, permettent de formaliser ce type de phénomène et d'intégrer une inertie du chômage et de l'emploi supplémentaire.

3 Bibliographie

Abowd, J., Lemieux, T. (1993), "The effect of product market competition on collective bargaining agreements : The case of foreign competition in Canada", *Quarterly Journal of Economics*, vol 108, pp. 983-1004.

Acemoglu, D. et Shimer, R. (2000), "Productivity Gains from Unemployment Insurance", *European Economic Review*, 44, pp. 1195-1125.

Andolfatto, D. (1996), "Business Cycle and Labor-Market Search", *American Economic Review*, 86, pp. 112-132.

Becker, G. (1964), *Human capital : A theoretical and empirical analysis with special reference to education*, Columbia University Press.

Beveridge, W. (1944), *Full employment in a free society*, London, George Allen and Unwin.

Blanchard, O. et Diamond, P. (1989), "The Beveridge curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-76.

Blanchard, O. et Diamond, P. (1990), "The Agregate Matching Function", dans Diamond, P. (ed), *Growth, Productivity and Unemployment*, Cambridge MA : The MIT Press.

Blanchard, O. et Diamond, P. (1992), "The flow approach to labor market", *American Economic Review*, 82, pp. 354-359.

Blanchard, O. et Diamond, P. (1994), "Ranking, Unemployment Duration and Wages", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 417-434.

Blanchflower, D. et Oswald, A. (1995), *The wage curve*, MIT Press, Cambridge.

Blanchflower, D. Oswald, A. et Sanfey, P. (1996), "Wages, profits and rent sharing", *Quarterly Journal of Economics*, 111(1), pp. 227-251.

Bowden, R. (1980), "On the existence and secular stability of a u-v loci", *Economica*, 47, pp. 35-50.

Burda, M. et Wyplosz, C. (1994), "Gross workers and job flows in Europe", *European Economic Review*, 38, pp. 1287-1315.

Burgess, S. (1993), "A model of Competition between Unemployed and Employed Job-Searchers : An Application to the Unemployment Outflow in Britain", *The Economic Journal*, 103, pp. 1190-1204.

Cahuc, P. et Zylberberg, A., (2004), *Labour Economics*, Cambridge, Mass : MIT Press.

Cole, H. et Rogerson, R. (1996), "Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business Cycle Facts?", Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, Staff Report 224.

Coles, M. et Smith, E. (1996), "Cross-Section Estimation of the Matching Function : Evidence from England and Wales", *Economica*, 63, pp. 589-598.

- Coles, M. et Smith, E. (1998), “Marketplaces and Matching”, *International Economic Review*, 39, pp. 239-254.
- Davis, S. et Haltiwanger, J. (1992), “Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation”, *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 819-863.
- Davis, S. et Haltiwanger, J. (1999a) “Gross Job Flows”, dans O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, North Holland, vol 3B.
- Davis, S. et Haltiwanger, J. (1999b) “On the Driving Forces Behind Cyclical Movements in Employment and Job Reallocation”, *American Economic Review*, 89(5), pp. 1234-1258.
- Davis, S., Haltiwanger, J. et Schuh, S. (1996), *Job Creation and Destruction*, Cambridge, M.A : MIT Press.
- Den Haan, W., Ramey, G. et Watson, J. (2000), “Job Destruction and Propagation of Shocks”, *American Economic Review*, 90(3), pp. 482-498.
- Diamond, P. (1981), “Mobility Costs, Frictional Unemployment, and Efficiency”, *Journal of Political Economy*, vol 89, pp. 798-812.
- Fitoussi, J.-P. et Phelps, E. (1988), *The Slump in Europe*, Basil Blackwell.
- Greenwald, B. et Stiglitz, J. (1988), “Pareto Inefficiency of Market Economies : Search and Efficiency Wage Models”, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, pp. 351-355.
- Grossman, S., et Hart, O. (1986), “The Costs and Benefits of Ownership : A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94, pp. 691-719.
- Grout, P. (1984), “Investment and Wage in the Absence of Binding Contracts : A Nash Bargaining Approach”, *Econometrica*, 52, pp. 449-460.
- Hall, R. (1979a), “A theory of the natural unemployment rate and the duration of employment”, *Journal of Monetary Economics*, 5, pp. 153-169.
- Hall, R. (1979b), “An Aspect of the Economic Role of Unemployment”, dans G. Harcourt (ed), *Microeconomic Foundations of Macroeconomics*.
- Hall, R. (1995), “Lost jobs”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 221-273.
- Hall, R. (1999), “Labor-Market Frictions and Employment Fluctuations”, dans Woodford, M. et Taylor, J. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science Publisher, vol 1B, chap 17, pp. 1137-1170.
- Hamermesh, D., Hassink, W. et van Ours J., (1996) “Job Turnover and Labor Turnover : A Taxonomy of Employment Dynamics”, *Annales d’Economie et de Statistique*, vol 34, pp. 1264-1292.
- Hart, O. et Moore, J. (1990), “Property Rights and the Nature of the Firms”, *Journal of Political Economy*, 98, pp. 1119-1158.
- Hosios, D. (1990), “On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment”, *Review of Economic Studies*, 57, pp. 279-298.

- Jackman, R., Layard, R. et Savouri, S. (1991), “Mismatch : A framework for thought”, dans Padoa Schioppa, F. (ed), *Mismatch and labour mobility*, CEPR, Cambridge University Press.
- Jovanovic, B. (1979), “Firm Specific Capital and Turnover”, *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1246-1260.
- Kuhn, P. (2001), “Summary and Synthesis”, dans Kuhn, P. (ed), *Losing Work, Moving on : Worker Displacement in International Perspective*, Upjohn Institute for Employment Research, Chapitre 1.
- Kuhn, P. et Sweetman, A. (1999), “Vulnerable Seniors : Unions, Tenure and Wages Following Permanent Job Loss”, *Journal of Labor Economics*, 17, pp. 671-693.
- Merz, M. (1995), “Search in the Labor Market and the Real Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 269-300.
- Marimon, R, et Zilibotti, F. (1999), “Unemployment vs. Mismatch of Talents : Reconsidering Unemployment Benefits”, *Economic Journal*, vol 109, pp. 266-291.
- Millard, S. et Mortensen, D. (1997), “The unemployment and welfare effects of labour market policy : A comparison of the U.S. and U.K., dans D. Snower et G. de la Dehesa (eds), *Unemployment Policy : Government Options for the Labour Market*, Cambridge University Press.
- Mortensen, D. (1994), “The cyclical behavior of job and worker flows”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 18, pp. 1121-1142.
- Mortensen, D. et Pissarides, C. (1994), “Job creation and job destruction in the theory of unemployment”, *Review of Economic Studies*, 61, pp. 397-415.
- Mortensen, D. et Pissarides, C. (1999), “Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment”, dans Woodford, M. et Taylor, J. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science Publisher, vol 1B, chap 18, pp. 1171-1228.
- Mumford, K. et Smith, P. (1999), “The Hiring Function Reconsidered : On Closing the Circle”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 343-364.
- Osborne, M. and Rubinstein, A. (1990), *Bargaining and Markets*, San Diego Academic Press.
- Petrongolo, B. (2000), “Re-employment Probabilities and Returns to Matching”, Mimeo, University Carlos 3, Madrid, forthcoming in *Journal of Labor Economics*.
- Petrongolo, B. et Pissarides, C (2001), “Looking into the blackbox : a survey of the matching function”, *Journal of Economic Literature*, 39, pp. 390-431.
- Pissarides, C. (1979), “Job matching with state employment agencies and random search”, *Economic Journal*, 89, pp. 818-833.
- Pissarides, C. (2000), *Equilibrium unemployment theory*, 2ème édition, Cambridge, MIT Press.
- Rowthorn, R. (1995), “Capital formation and unemployment”, *Oxford Review of Economic Policy*, 11(1), pp. 26-39.

Van Reenen, J. (1996), “The creation and capture of economic rents : wages and innovations in a panel of UK companies”, *Quarterly Journal of Economics*, 111(1), pp. 195-226.

Williamson, O. (1975), *Markets and Hierarchies*, New-York, The Free Press.

Yashiv, E. (2000), “The Determinants of Equilibrium Unemployment”, *American Economic Review*, 90(5), pp. 1297-1322.