

---

LE CHÔMAGE D'ÉQUILIBRE FRANÇAIS  
(1970-1996)  
MODÉLISATION WS-PS

---

GROUPE DE TRAVAIL

SOUS LA DIRECTION DE YANNICK L'HORTY

& CHRISTOPHE RAULT

*Université d'Evry Val d'Essonne*

Rémy Marquier  
Henry-Pierre Méloné  
Pierre-Alain Pionnier

---

ENSAE 2003 – 2004

# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>2</b>
<b>1 Les déterminants théoriques du chômage d'équilibre</b>	<b>4</b>
1.1 Modèle statique minimal . . . . .	4
1.2 Une fonction de production à élasticité de substitution constante (CES) mais non unitaire . . . . .	8
1.3 Influence de la durée du travail . . . . .	10
1.3.1 Un modèle avec prélèvements salariaux proportionnels . . . . .	10
1.3.2 Un modèle plus complet, incluant la progressivité du coin salarial . . . . .	14
1.4 Adéquation entre offres et demandes d'emploi . . . . .	17
1.5 Introduction de l'hystérèse et de quelques éléments de dynamique . . . . .	20
1.6 Apports d'un modèle entièrement dynamique . . . . .	23
<b>2 Estimations des modèles théoriques</b>	<b>29</b>
2.1 Choix des variables et description de la base de données . . . . .	29
2.1.1 Les déterminants des prix: degré de concurrence sur le marché des biens, durée du travail, taux de croissance de la Productivité Globale des Facteurs et taux d'intérêt réel . . . . .	29
2.1.2 Les déterminants des salaires: coin salarial et taux de remplacement . . . . .	30
2.1.3 Prise en compte de l'hétérogénéité des travailleurs: progressivité du coin salarial et indicateurs de mismatch . . . . .	31
2.2 Tests de racine unitaire . . . . .	32
2.3 Estimations des modèles par la méthode de Johansen . . . . .	34
<b>Conclusion</b>	<b>42</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>43</b>
<b>Annexes</b>	<b>45</b>

# Introduction

Contrairement au chômage tendanciel qui résulte d'un traitement statistique de séparation de la tendance et du cycle à partir de la courbe du chômage effectif et se présente comme une simple observation de l'évolution du chômage, le chômage d'équilibre (ou chômage structurel) s'appuie sur un modèle théorique qui permet d'isoler l'influence de plusieurs déterminants tant micro que macroéconomiques. Cette approche est donc susceptible de donner des orientations de politique économique pour réduire le chômage.

La définition du taux de chômage naturel, élaborée par Friedman en 1968, constitue le point de départ des théories du chômage d'équilibre. Ce chômage naturel est "celui qui résulterait en fin de compte du système d'équations représentant l'équilibre général walrasien, corrigé des véritables caractéristiques structurelles du marché [...]"<sup>1</sup>. Il prend en compte les imperfections sur le marché du travail (difficultés d'appariement entre offre et demande de travail) et sur le marché des biens (écarts à la concurrence parfaite, rigidité des prix...).

La montée du chômage depuis le milieu des années 1970 et son maintien à des niveaux élevés en Europe pourrait être liée à l'augmentation tendancielle du taux de chômage d'équilibre. C'est ce que nous nous proposons de vérifier dans cette étude.

## Il existe deux approches pour évaluer le taux de chômage d'équilibre

La première de ces approches assimile le taux de chômage d'équilibre au taux de chômage n'accéléralant pas l'inflation (NAIRU) qui est issu de l'estimation d'une boucle prix-salaires en taux de croissance<sup>2</sup>. Néanmoins, le NAIRU est par construction une variable stationnaire et ce type d'évaluation du chômage d'équilibre semble plus pertinent pour les Etats-Unis que pour l'Europe. En effet, le taux de chômage américain connaît depuis les années 1960 des variations importantes autour d'un taux moyen de 6%, mais peut être considéré comme stationnaire au sens économétrique. En Europe, le taux de chômage a crû de manière quasi ininterrompue du milieu des années 1970 au milieu des années 1980 et a oscillé pendant une décennie autour d'un niveau moyen deux fois plus élevé qu'aux Etats-Unis. Tous les tests économétriques, y compris ceux auxquels nous avons procédé dans cette étude, confirment que son niveau est non stationnaire.

La seconde approche permettant d'évaluer le taux de chômage d'équilibre repose sur un modèle en niveau combinant une relation structurelle de formation des salaires (WS, pour *Wage Schedule*) et une relation structurelle de formation des prix (PS, pour *Price Schedule*)<sup>3</sup>. Le principal avantage de cette méthode est d'expliquer comment des chocs ponctuels affectant de façon permanente le niveau des variables exogènes (évolution du prix du pétrole, des charges salariales ou des taux

---

1. M. Friedman [1968]

2. En France, cette première approche a par exemple été développée par l'Observatoire Français des Conjonctures Economiques (cf. notamment E. Heyer et X. Timbaud [2002]) qui préfère travailler à partir d'une courbe de Phillips augmentée, plutôt que de recourir à un modèle WS-PS, plus difficile à estimer économétriquement.

3. Cette seconde approche est utilisée, par exemple, par la Direction de la Prévision (cf. Y. L'Horty et N. Sobczak [1996]) qui justifie sa position par le fait que le modèle WS-PS repose sur des fondements théoriques plus solides que le modèle courbe de Phillips augmentée, s'appuyant par là sur les travaux de Shapiro et Stiglitz [1984] (théories du salaire d'efficacité), Lindbeck et Snower [1988] (approche indiders-outsiders) ou Layard, Nickell, Jackman [1991] (négociations salariales).

d'intérêt) peuvent entraîner une variation à long terme du chômage d'équilibre. A contrario, seuls des chocs ayant un effet sur le taux de croissance, et non sur le niveau, des déterminants des salaires ou des prix peuvent modifier le NAIRU à long terme. De manière empirique, le NAIRU est donc essentiellement expliqué par l'évolution tendancielle de la productivité du travail, seule variable dont le taux de croissance est susceptible d'être affecté durablement. L'approche WS-PS, en niveau, permet de prendre en compte un nombre beaucoup plus important de déterminants du chômage d'équilibre (pouvoir syndical, taux de remplacement, imperfection de la concurrence sur le marché des biens...). C'est celle que nous utilisons.

## Méthodologie adoptée

Il s'agit tout d'abord de construire un modèle théorique général permettant d'intégrer un grand nombre de développements récents de l'économie du travail. Nous commençons par décrire un modèle statique simple qui permet de comprendre comment se forment les courbes WS et PS, puis nous présentons plusieurs variantes de ce modèle en modifiant à chaque fois certaines hypothèses, toutes choses égales par ailleurs, et nous évaluons les effets induits sur le chômage d'équilibre. Nous examinons successivement l'effet de la substituabilité entre le capital et le travail (fonction de production de type CES et non plus Cobb-Douglas), de la durée du travail avec des prélèvements salariaux proportionnels ou progressifs, de l'inadéquation entre offres et demandes d'emploi, ainsi que de l'hystérèse. Enfin, le dernier modèle se présente comme une extension du modèle dynamique de Cahuc et Zylberberg [1999], dans lequel nous introduisons l'hypothèse d'imperfection sur le marché des biens.

Dans un second temps, il s'agit de mesurer empiriquement les effets des différents déterminants du chômage d'équilibre français. Nous mettrons alors en oeuvre une méthode d'estimation pour trouver les relations de long terme WS et PS, en mettant en évidence des relations de cointégration (c'est-à-dire des relations de long terme) qui correspondront précisément aux deux équations du modèle. Il s'agira donc d'estimer plusieurs modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM), en utilisant plus particulièrement la méthode de Johansen [1995].

Les diverses estimations de WS et PS nous permettront par la suite de trouver plusieurs taux de chômage d'équilibre pour le cas français, le niveau et l'évolution de chacun étant expliqué par des déterminants souvent différents suivant l'estimation considérée. Nous verrons par ailleurs que les évolutions des chômages d'équilibre, même si elles présentent globalement la même tendance que l'évolution du chômage réel, n'en resteront pas moins assez diversifiées, certaines étant plus sujettes à de fortes variations que d'autres.

# Partie 1 : Les déterminants théoriques du chômage d'équilibre

## 1.1 Modèle statique minimal

On considère un ensemble de  $J$  entreprises en concurrence monopolistique sur un même marché de biens. Leur fonction de production est de type Cobb-Douglas :  $Y_j = K_j^{1-\alpha}(AL_j)^\alpha$  ;  $j \in [1; J]$ . Il s'agit d'une fonction où les rendements d'échelle du capital physique sont constants et où l'élasticité de substitution du capital et de la main d'oeuvre est constante et unitaire. Nous reviendrons par la suite sur chacune de ces hypothèses.

La demande adressée à chaque entreprise est de la forme  $Y_j^d = \left(\frac{P_j}{P_{va}}\right)^{\frac{1}{\kappa-1}}$ ,  $p_j$  étant le prix de production de l'entreprise  $j$ ,  $p_{va}$  le prix moyen de production sur le marché et  $\kappa$  caractérisant l'intensité de la concurrence sur le marché des biens. Ce paramètre peut prendre des valeurs dans l'intervalle  $]0; 1[$  : il tend vers 1 en situation de concurrence pure et parfaite et vers 0 en situation de monopole. De manière équivalente,  $\frac{1}{1-\kappa}$  est l'élasticité-prix de la demande adressée à chaque entreprise. Plus le degré de concurrence est élevé et plus la demande adressée à une entreprise est sensible à l'écart entre son prix de production et le prix de marché<sup>4</sup>.

Une particularité essentielle du modèle WS-PS est de dissocier la formation des salaires sur le marché du travail et la fixation des prix sur le marché des biens. Chaque entreprise détermine son niveau d'emploi et de capital optimal en fonction du salaire négocié avec les travailleurs et du prix de production moyen sur le marché. C'est à cette étape qu'elle fixe son niveau de production ou le prix de ses produits, ce qui est équivalent compte tenu de la contrainte de demande sur le marché des biens.

### Formation des prix et demande de travail dans l'économie (détermination de PS)

Le programme de maximisation du profit de l'entreprise  $j$  s'écrit :

$$\begin{cases} \underset{L_j, K_j}{Max} \Pi_j = p_j Y_j - w_j L_j - c K_j \\ \text{sous la contrainte} & Y_j = Y_j^d = \left(\frac{P_j}{P_{va}}\right)^{\frac{1}{\kappa-1}} \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \Pi_j(w_j) = \underset{L_j, K_j}{Max} [p_{va} Y_j^\kappa - w_j L_j - c K_j]$$

---

4. En toute rigueur, l'intensité de la concurrence n'est pas totalement indépendante du nombre d'entreprises sur le marché ( $J$ ). La situation de monopole correspond en effet à  $J = 1$  et  $\kappa \rightarrow 0$  et la concurrence parfaite à  $J \rightarrow +\infty$  et  $\kappa \rightarrow 1$ . Néanmoins, la concurrence dépend également d'autres facteurs tels que la différence de qualité entre les biens ou la répartition géographique des entreprises. Dans toute la suite, nous nous intéressons surtout à des situations intermédiaires quant au nombre d'entreprises et à l'intensité de la concurrence, ce qui nous autorise à considérer que  $J$  et  $\kappa$  sont indépendants.

$w_j$  étant le salaire nominal et  $c$  le coût du capital dans l'entreprise  $j$ .

La condition du premier ordre  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial L_j} = 0$  s'écrit :  $w_j = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \frac{\partial Y_j}{\partial L_j} = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \times \alpha \frac{Y_j}{L_j}$

En tenant compte de la contrainte, on en déduit la courbe PS de l'entreprise :

$$\boxed{\frac{w_j}{p_j} = \alpha \kappa \frac{Y_j^\kappa}{L_j} \frac{p_{va}}{p_j} = \alpha \kappa \frac{Y_j}{L_j}}$$

L'autre condition du premier ordre  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial K_j} = 0$  s'écrit :  $c = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \frac{\partial Y_j}{\partial K_j} = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \times (1 - \alpha) \frac{Y_j}{K_j}$

d'où :  $\frac{cK_j}{p_j} = (1 - \alpha) \kappa Y_j^\kappa \frac{p_{va}}{p_j} = (1 - \alpha) \kappa Y_j$

Le partage de la valeur ajoutée à l'optimum donne finalement :

$$\begin{aligned} \frac{\Pi_j}{p_j Y_j} &= (1 - \kappa) \\ \frac{w_j L_j}{p_j Y_j} &= \alpha \kappa \\ \frac{cK_j}{p_j Y_j} &= (1 - \alpha) \kappa \end{aligned}$$

A l'équilibre symétrique, les prix, les salaires, l'emploi et la production ont les mêmes valeurs dans toutes les entreprises.  $L$  désigne alors la population active employée,  $K$  le niveau de capital dans l'économie et  $Y$  le PIB. Au niveau agrégé, le partage entre profit pur ( $\Pi$ ), rémunération du travail et rémunération du capital est le suivant :

$$\begin{aligned} \frac{\Pi}{p_{va} Y} &= (1 - \kappa) \\ \frac{wL}{p_{va} Y} &= \alpha \kappa \text{ (part de la rémunération du travail dans la VA : équation PS)} \\ \frac{cK}{p_{va} Y} &= (1 - \alpha) \kappa \text{ (part de la rémunération du capital dans la VA)} \end{aligned}$$

Lorsque la concurrence est parfaite ( $\kappa = 1$ ), le profit pur est nul et le paramètre d'efficacité du facteur travail  $\alpha$  suffit à déterminer le partage de la valeur ajoutée entre le capital et le travail.

La seconde équation (PS) peut être modifiée pour faire apparaître le taux de chômage  $u$  dans l'économie. Si  $N$  désigne la population active, le taux de chômage s'écrit  $u = 1 - \frac{L}{N}$  et PS devient :

$\frac{w}{p_{va}} = \alpha \kappa \frac{Y}{N} \frac{1}{1 - u}$ . On observe alors une relation positive entre le taux de chômage et le salaire réel moyen dans l'économie.

## Formation des salaires (courbe WS)

On fait l'hypothèse d'une négociation salariale décentralisée au niveau de chaque entreprise en supposant que les employés négocient de manière collective, ce que l'on interprète généralement en termes de syndicalisation.

Dans ce cadre, la négociation salariale entre une entreprise et ses employés est modélisée grâce au critère de Nash généralisé. Les parties choisissent le salaire qui maximise le produit de leur surplus respectif, c'est à dire l'écart entre leur objectif dans la négociation ( $U_j$  pour les employés,  $\Pi_j$  pour l'entreprise) et leur utilité de repli ( $U_{0,j}$  pour les employés et  $\Pi_{0,j}$  pour l'entreprise, profit en cas d'échec de la négociation que l'on supposera nul dans toute la suite).

Chacune des parties a intérêt à ce que la négociation aboutisse car, en cas de grève ou de lock-out (niveau d'emploi nul imposé par l'entreprise), le profit et les salaires seront nuls. Binmore *et alii* [1986] identifient deux facteurs qui influencent le pouvoir de négociation des parties : leur taux d'actualisation et la possibilité pour elles d'obtenir un revenu alternatif en cas de rupture de la négociation. Si les parties ne disposent d'aucun revenu alternatif et ont le même taux d'actualisation, le revenu de l'entreprise est partagé de manière égale entre elles. Mais en cas de non égalité des taux d'actualisation, la partie ayant le taux le plus élevé est plus réticente à voir échouer la négociation et tentée d'accepter une part moins importante du revenu dégagé par l'entreprise. Au contraire, une partie qui dispose d'un revenu de remplacement est moins liée par l'issue de la négociation et dispose d'un pouvoir plus important.

Le programme de la négociation s'écrit

$$\underset{w_j}{Max} (U_j - U_{0,j})^\gamma (\Pi_j - \Pi_{0,j}) = (U_j - U_{0,j})^\gamma \times \Pi_j$$

Le paramètre  $\gamma \in [0; 1]$  repérant le pouvoir relatif des employés au cours de la négociation. Il est d'autant plus élevé que leur taux d'actualisation est faible.

$$\text{Le résultat général de la négociation s'écrit : } \frac{\partial (U_j - U_{0,j})}{\partial w_j} = - \frac{\partial \Pi_j}{\gamma \Pi_j}$$

Après agrégation de l'ensemble des entreprises sur le marché, cette équation implicite en  $w_j$  va nous donner le salaire moyen qui résulte de la négociation en fonction d'un ensemble de paramètres exogènes (courbe WS).

Le théorème de l'enveloppe appliqué au profit  $\Pi_j$  de l'entreprise  $j$  donne directement

$$- \frac{\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j}}{\gamma \Pi_j} = \frac{L_j}{\gamma \Pi_j} = \frac{1}{\gamma(1 - \kappa)} \frac{L_j}{Y p_j}$$

L'utilité  $U_j$ , dépend quant à elle de l'espérance de rémunération d'un employé en cas d'échec de la négociation, du salaire  $w_j$  versé par l'entreprise  $j$  et du coin salarial  $W$ <sup>5</sup>. Elle peut s'écrire sous la forme  $U_j = S_j w_j W + (1 - S_j) \times RW$ ,  $S_j$  étant la probabilité d'être employé dans la même firme à la période suivante (probabilité de survie dans l'emploi) et  $R$  représentant le revenu alternatif d'un employé qui perd son emploi au début de la période. Intuitivement,  $S_j$  devrait dépendre négativement du salaire  $w_j$  négocié dans l'entreprise. Nous étudierons plus loin cet effet (cf. section 1.5) et nous considérons ici  $S_j$  comme constante. A ce stade, les prélèvements sont également supposés uniformes et  $W$  est indépendant du montant de la rémunération.

Les employés qui quittent leur emploi après les négociations salariales dans leur entreprise entrent au chômage avec une certaine probabilité et perçoivent alors une allocation supposée proportionnelle au salaire moyen dans l'économie. Avec un taux de remplacement noté  $b$ <sup>6</sup>, le montant brut de l'allocation chômage est  $bw$ . Avec une probabilité complémentaire, les employés peuvent trouver un nouvel emploi dans une autre entreprise et percevoir le salaire moyen  $w$ . Pour plus de simplicité, on considère également que les travailleurs qui sont au chômage en début de période retrouvent un emploi ou restent au chômage avec les mêmes probabilités que ceux qui étaient employés. Cette hypothèse revient à négliger la perte d'employabilité due au chômage.

Montrons que le revenu alternatif  $R$  peut s'écrire sous la forme  $(1 - \Psi) \times w + \Psi \times bw$  et que le facteur de pondération  $\Psi$  dépend du taux de chômage dans l'économie. Considérons pour cela

5. Le coin salarial ( $W$ ) correspond à l'écart entre ce que perçoit le salarié (salaire net) et ce que paye réellement l'employeur (salaire dit "super brut").

6. Le taux de remplacement ( $b$ ) correspond en théorie au rapport de la somme des flux de revenus (futurs) nets actualisés d'un salarié qui vient de perdre son emploi sur l'espérance de la somme de flux de revenus (futurs) nets actualisés d'un salarié qui conserve le sien. Dans notre modèle théorique, on considère une définition plus simple de ce taux de remplacement, en le fixant comme exogène.

l'utilité intertemporelle  $U_u$  d'un travailleur au chômage et l'utilité intertemporelle  $U_e$  d'un employé. En régime stationnaire,  $U_u$  et  $U_e$  ne dépendent pas du temps et s'écrivent sous la forme :

$$\begin{cases} U_u = \frac{1}{1+r_{act}} (bwW + p_1U_e + (1-p_1)U_u) \\ U_e = \frac{1}{1+r_{act}} (wW + p_2U_u + (1-p_2)U_e) \end{cases}$$

où  $\frac{1}{1+r_{act}}$  est le facteur d'actualisation des employés<sup>7</sup>,  $p_1$  la probabilité de transition du chômage vers l'emploi et  $p_2$  la probabilité de transition de l'emploi vers le chômage<sup>8</sup>. La combinaison de ces deux équations permet d'exprimer l'utilité relative d'un employé par rapport à celle d'un chômeur :  $U_e - U_u = \frac{w - r_{act}U_u}{r_{act} + p_2}$ . Il n'y a d'intérêt rationnel à exercer un emploi qu'à la condition où le salaire proposé  $w$  est supérieur à  $r_{act}U_u$ .  $r_{act}U_u$  s'interprète donc comme un salaire de réservation qui sert de référence aux chômeurs et aux employés lors des négociations salariales. Il s'identifie par conséquent au revenu alternatif  $R$ .

En régime stationnaire, les flux d'entrée et de sortie du chômage s'égalisent et on obtient la relation suivante entre  $p_1$  et  $p_2$  :  $p_1 \times u = p_2 \times (1 - u)$ .

La combinaison des deux équations précédentes donne alors :  $r_{act} \times U_u = (1 - \Psi) \times w + \Psi \times bw$  avec  $\Psi = \frac{r_{act} + p_2}{r_{act} + p_1 + p_2} = \frac{(r_{act} + p_2)u}{r_{act}u + p_2} \underset{u \rightarrow 0}{\sim} \left(1 + \frac{r_{act}}{p_2}\right)u$

En première approximation, le facteur  $\Psi$  peut donc s'écrire comme une fonction linéaire  $\varphi \times u$  du taux de chômage, la constante  $\varphi$  dépendant uniquement du taux d'actualisation des employés et de la probabilité  $p_2$  de transition de l'emploi vers le chômage. Remarquons que  $\Psi$  peut s'interpréter comme une probabilité dans le cas particulier où  $r_{act} = 0$  (facteur d'actualisation unitaire).  $\Psi$  est alors égal au taux de chômage  $u$  de l'économie et peut donc être assimilé à la probabilité d'être au chômage pour un individu pris au hasard. Dans ce cas, le salaire de réservation s'écrit  $(1 - u) \times w + u \times bw$  et correspond à l'espérance de gain d'un travailleur que l'on aurait tiré au hasard dans la population.

L'utilité de repli  $U_{0,j}$  correspond au revenu moyen d'un travailleur perdant son emploi en début de période, à la suite de la rupture des négociations avec l'entreprise  $j$ . Elle est égale au revenu alternatif  $R$  multiplié par le coin salarial  $W$  et ne dépend pas de  $j$ .

On en déduit :

$$U_j - U_{0,j} = (w_j - R)W \times S_j = [w_j - (1 - \varphi u)w - \varphi u \times bw] W \times S_j$$

La forme que nous avons retenue jusqu'ici pour la fonction d'utilité  $U_j$  des employés appelle plusieurs remarques. En premier lieu, elle ne dépend que du revenu, ce qui signifie que le collectif de salariés ne se préoccupe pas du niveau de l'emploi mais seulement des rémunérations. Cette hypothèse n'est cependant pas nécessaire pour que l'emploi, ou le chômage, soit pris en compte lors de la négociation salariale car le taux de chômage apparaît dans l'expression de l'utilité de repli (voir courbe WS *infra*). Plus fondamentalement, le fait que la fonction d'utilité du collectif de salariés (ou du syndicat) soit de la même forme que celle de chacun de ses membres peut s'interpréter en disant que le groupe est composé d'individus identiques ou qu'il détermine ses exigences en fonction de son adhérent médian.

En second lieu, la dépendance de la fonction d'utilité au revenu est linéaire, ce qui revient à considérer l'aversion pour le risque comme nulle. On peut cependant considérer une aversion relative

7. Il s'agit d'un facteur d'actualisation psychologique.  $r_{act}$  peut donc être différent du taux d'intérêt utilisé pour estimer le coût du capital ( $r$ ) qui est déterminé sur les marchés internationaux.

8. On a considéré, arbitrairement, que le salaire et les allocations chômage étaient versés en fin de période, ce qui nécessite de leur appliquer le facteur d'actualisation.

pour le risque constante  $\delta$  et une fonction d'utilité plus générale de la forme  $U_j = \frac{(w_j W)^{1-\delta}}{1-\delta}$ . Nous adoptons cette nouvelle forme de l'utilité dans la suite.

On en déduit :

$$\frac{\partial (U_j - U_{0,j})}{\partial w_j} = \frac{1-\delta}{w_j \left[ 1 - \left( \frac{w}{w_j} \right)^{1-\delta} (1 - \varphi u(1-b))^{1-\delta} \right]}$$

A l'équilibre symétrique, les salaires, le niveau d'emploi et les profits dans chaque entreprise s'égalisent. La solution du programme de la négociation permet alors d'obtenir la courbe WS :

$$\boxed{\frac{w}{p_{va}} = \frac{\gamma(1-\kappa)(1-\delta)}{1 - (1 - \varphi u(1-b))^{1-\delta}} \frac{Y}{L}} \quad (WS)$$

### Expression du chômage d'équilibre :

Avec les hypothèses précédentes, la combinaison de WS et de PS conduit à l'élimination de la productivité apparente du travail  $\frac{Y}{L}$  et donne une première expression théorique du chômage d'équilibre :

$$\boxed{u^* = \frac{1 - \left[ 1 - \gamma \frac{(1-\delta)(1-\kappa)}{\alpha\kappa} \right]^{\frac{1}{1-\delta}}}{\varphi(1-b)}}$$

On s'attend donc à ce que le chômage d'équilibre augmente avec le pouvoir de négociation des employés ( $\gamma$ ) et le taux de remplacement ( $b$ ), et qu'il se réduise avec le degré de concurrence sur le marché des biens ( $\kappa$ ), l'aversion pour le risque des salariés ( $\delta$ ) et le paramètre d'efficacité du facteur travail ( $\alpha$ )<sup>9</sup>.

Son indépendance vis à vis de la productivité du travail, du coût du travail et de leurs déterminants résulte essentiellement des hypothèses simplificatrices que nous avons retenues, comme le font remarquer L'Horty et Sobczak [1996].

Nous allons donc revenir successivement sur certaines de ces hypothèses, notamment sur l'élasticité de substitution unitaire entre capital et travail dans la fonction de production et sur l'uniformité du coin salarial.

## 1.2 Une fonction de production à élasticité de substitution constante (CES) mais non unitaire

Considérons une fonction de production CES du type :

$$Y_j = [\alpha(AL_j)^{-\omega} + (1-\alpha)K_j^{-\omega}]^{-\frac{\xi}{\omega}}$$

avec  $\alpha \in [0; 1]$ ,  $\omega \in ]-1; +\infty[$ , et  $\xi \leq 1$ .

<sup>9</sup>. Pour une analyse systématique et exhaustive, on pourra notamment se référer à l'annexe D qui simule, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de chacune de ces variables sur le chômage d'équilibre, lorsque celles-ci varient isolément.

Dans la suite, les rendements d'échelle seront supposés constants ( $\xi = 1$ ) pour plus de simplicité. L'élasticité de substitution  $\sigma$  entre les facteurs travail ( $AL_j$ ) et capital ( $K_j$ ) est donnée par le rapport  $\frac{1}{1+\omega}$  et peut donc théoriquement varier entre 0 et l'infini. Pour  $\omega = 0$ , on retrouve une élasticité de substitution unitaire entre les facteurs et la fonction de production est du type Cobb-Douglas.

Les entreprises sont toujours supposées en concurrence monopolistique et soumises à la même contrainte de demande que précédemment. Au niveau agrégé et à l'équilibre symétrique entre les entreprises, le partage de la valeur ajoutée s'écrit désormais :

$$\begin{aligned}\frac{\Pi}{Yp_{va}} &= (1 - \kappa) \\ \frac{wL}{Yp_{va}} &= \alpha\kappa \left(\frac{Y}{AL}\right)^\omega \quad (\text{rémunération du facteur travail : courbe PS}) \\ \frac{cK}{Yp_{va}} &= (1 - \alpha)\kappa \left(\frac{Y}{K}\right)^\omega \quad (\text{rémunération du capital})\end{aligned}$$

La part du sur-profit dans la valeur ajoutée ne dépend toujours que de l'intensité de la concurrence mais la rémunération des facteurs de production est désormais liée à leur productivité. On remarque notamment qu'un accroissement de la productivité du travail se traduit toujours positivement sur le niveau du salaire réel moyen  $\frac{w}{p_{va}}$ .

La nouvelle forme de la fonction de production laisse la courbe WS inchangée. En effet, l'expression  $-\frac{\partial \Pi_j}{\gamma \Pi_j} \frac{\partial w_j}{\partial w_j}$  vaut toujours  $\frac{1}{\gamma(1-\kappa)} \frac{L_j}{Yp_j}$  car le théorème de l'enveloppe appliqué au profit d'une entreprise

$$\Pi_j = \underset{L_j, K_j}{Max} (p_j Y_j - w_j L_j - c K_j)$$

conduit à  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j} = -\frac{L_j}{p_j}$  quelle que soit la fonction de production. Par ailleurs,  $\Pi_j$  peut toujours s'écrire  $(1-\kappa)Y_j p_j$ .

La combinaison de WS et de PS (modifiée) donne une nouvelle expression du chômage d'équilibre qui, cette fois, dépend de la productivité du travail :

$$u^* = \frac{1 - \left[ 1 - \gamma \frac{(1-\delta)(1-\kappa)}{\alpha\kappa} \left(\frac{Y}{AL}\right)^{-\omega} \right]^{\frac{1}{1-\delta}}}{\varphi(1-b)}$$

### **Influence de la productivité du travail sur le chômage d'équilibre :**

Si une augmentation de la productivité du travail a toujours un effet positif sur le salaire réel moyen, son impact sur le chômage d'équilibre dépend de la substituabilité des facteurs de production et du signe de  $\omega$ . Un accroissement de la productivité du travail n'entraîne une baisse du chômage d'équilibre que sous l'hypothèse d'une moindre substituabilité des facteurs par rapport au cas Cobb-Douglas ( $\omega > 0$  ou  $\sigma = \frac{1}{1+\omega} < 1$ )<sup>10</sup>.

### **Influence du taux d'intérêt réel :**

Le taux de chômage d'équilibre dépend désormais indirectement de tous les facteurs qui influent sur la productivité du travail, notamment le taux d'intérêt réel. Celui-ci est supposé fixé de ma-

10. cf. annexe D pour les simulations.

nière exogène sur les marchés internationaux, il est noté  $r$ . On peut tout d'abord observer qu'une augmentation du taux d'intérêt réel se traduit toujours par une baisse de la productivité du travail. En effet, si l'on identifie le coût du capital au taux d'intérêt réel, l'équation donnant la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée permet d'écrire :

$$\frac{Y}{K} = \left( \frac{r/p_{va}}{(1-\alpha)\kappa} \right)^{\frac{1}{1+\omega}}$$

La fonction de production permet d'obtenir une relation entre la productivité du travail et celle du capital et finalement la relation recherchée entre taux d'intérêt réel et productivité du travail :

$$Y = [\alpha(AL)^{-\omega} + (1-\alpha)K^{-\omega}]^{-\frac{1}{\omega}} \Leftrightarrow \left( \frac{Y}{AL} \right)^{\omega} = \frac{1}{\alpha} - \frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{Y}{K} \right)^{\omega}$$

et en utilisant l'expression précédente de  $\frac{Y}{K}$  :

$$\left( \frac{Y}{AL} \right)^{\omega} = \frac{1}{\alpha} - \frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{r/p_{va}}{(1-\alpha)\kappa} \right)^{\frac{\omega}{1+\omega}}$$

Une hausse du taux d'intérêt réel entraîne donc une hausse du chômage d'équilibre, à condition que les facteurs de production soient moins substituables que dans le cas Cobb-Douglas ( $\sigma < 1$  ou  $\omega > 0$ ). Cet effet est d'autant plus important que les facteurs sont moins substituables (cf. annexe D). Intuitivement, une hausse du taux d'intérêt réel correspond à un renchérissement du capital, son niveau optimal tend alors à diminuer, entraînant avec lui le niveau de la main d'oeuvre lorsque les facteurs sont complémentaires.

## 1.3 Influence de la durée du travail

### 1.3.1 Un modèle avec prélèvements salariaux proportionnels

Le récent débat sur la réduction du temps de travail en France pose la question du partage des emplois entre les actifs afin de réduire le chômage d'équilibre. Afin d'appréhender ce problème, notre modèle doit être complété à deux points de vue, celui des entreprises et celui des travailleurs.

Pour les entreprises se pose la question de la substituabilité entre les travailleurs et les heures travaillées. Une première possibilité pour déterminer la combinaison optimale des facteurs en fonction de leur prix consisterait à distinguer trois arguments dans la fonction de production des entreprises : le capital ( $K$ ), les heures travaillées ( $H$ ) et le nombre d'employés ( $L$ ). Néanmoins, il est difficile de séparer le coût du travail en un coût lié aux effectifs et un coût lié aux heures. Nous adoptons donc une modélisation classique dans la littérature<sup>11</sup> consistant à adjoindre une fonction d'efficacité  $e(H)$  au nombre d'employés et une fonction de durée d'utilisation des équipements  $d(H)$  au capital. La fonction de production d'une entreprise  $j$  s'écrit alors  $F(d(H_j)K_j, e(H_j)L_j)$  ou  $(d(H_j)K_j)^{1-\alpha}(e(H_j)L_j)^{\alpha}$  dans le cadre de nos hypothèses initiales.  $d(H_j)K_j$  et  $e(H_j)L_j$  représentent respectivement le capital et la main d'oeuvre efficaces dans la fonction de production.

La fonction d'efficacité  $e(H)$  est vraisemblablement convexe pour un faible nombre d'heures travaillées, traduisant l'existence d'un coût fixe de "mise en route", et concave, voire décroissante, à partir d'un certain point pour prendre en compte l'effet de la fatigue des employés (cf. figure 1.1). Lorsque l'élasticité  $\epsilon_{e,H}$  de l'efficacité par rapport à la durée du travail est unitaire, ces deux effets se compensent exactement. Les hommes et les heures travaillées sont alors de parfaits substitués. La durée d'utilisation des équipements dépend des réorganisations du travail dans l'entreprise consécutives à une modification de la durée du travail. En l'absence de réorganisation, le nombre

11. Voir par exemple P. Cahuc, A. Zylberberg [2001].

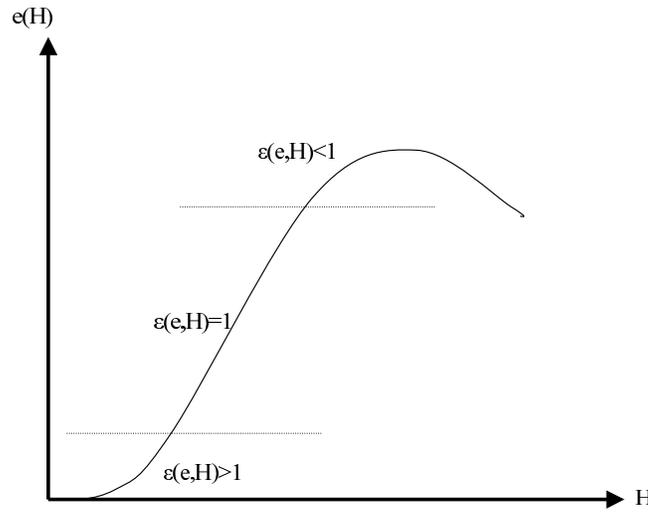


FIG. 1.1 – Relation entre temps de travail et efficacité de la main d'oeuvre

d'employés par poste de travail est constant, la durée d'utilisation des équipements est proportionnelle à la durée du travail et son élasticité  $\epsilon_{d,H}$  est unitaire. Dans toute la suite, nous nous intéresserons uniquement aux élasticités  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,H}$  des fonctions  $e$  et  $d$ .

Les travailleurs, quant à eux, doivent avoir la possibilité d'arbitrer entre temps libre et rémunération supplémentaire lors des négociations avec leurs entreprises. Deux solutions équivalentes sont alors possibles : ou bien négocier sur le temps de travail et le salaire horaire, ou bien négocier sur le temps de travail et sur la rémunération totale. C'est cette dernière solution, plus réaliste a priori, que nous privilégions. La fonction d'utilité la plus simple permettant de modéliser l'arbitrage des travailleurs est linéaire et de la forme  $U = \rho wW + (1 - \rho)(T - H)$ , où  $\rho$  représente la préférence pour la rémunération,  $T$  le temps disponible pour le travail et  $T - H$  le temps libre<sup>12</sup>.

En définitive, la durée du travail peut affecter le chômage d'équilibre par le biais de l'efficacité de la main d'oeuvre, de la durée d'utilisation du capital et de la compensation salariale, celle-ci étant déterminée dans ce modèle par le biais de négociations entre les entreprises et leurs employés.

## Formation des prix et demande de travail dans l'économie (détermination de PS)

Avec une fonction de production de la forme  $Y_j = (d(H_j)K_j)^{1-\alpha}(e(H_j)L_j)^\alpha$  le programme de maximisation du profit de l'entreprise  $j$  est le suivant :

$$\begin{cases} \Pi_j(w_j, H_j) = \underset{p_j, K_j, L_j}{Max} [p_j(d(H_j)K_j)^{1-\alpha}(e(H_j)L_j)^\alpha - w_j L_j - cK_j] \\ \text{sous contrainte} & Y_j = \left(\frac{P_j}{P_{va}}\right)^{\frac{1}{\kappa-1}} \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \Pi_j(w_j, H_j) = \underset{K_j, L_j}{Max} [p_{va} Y_j^\kappa - w_j L_j - cK_j]$$

La condition du premier ordre  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial L_j} = 0$  s'écrit :

$$w_j = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \frac{\partial Y_j}{\partial L_j} = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \times \alpha \frac{Y_j}{L_j}$$

En tenant compte de la contrainte, on en déduit la courbe PS de l'entreprise :

12. P. Cahuc et A. Zylberberg [2001] proposent une fonction d'utilité de la forme  $U = \rho(T - H)^{1-\rho}$ . Nous utilisons ici une forme linéaire (sans aversion au risque) afin de pouvoir écrire, à chaque période, l'espérance d'utilité des travailleurs de la manière la plus simple, comme une somme pondérée par le risque de chômage de l'utilité des chômeurs et de l'utilité des employés.

$$\frac{w_j L_j}{p_j} = \alpha \kappa Y_j^\kappa \frac{p_{va}}{p_j} = \alpha \kappa Y_j$$

L'introduction de l'efficacité du travail et de la durée d'utilisation des équipements dans la fonction de production ne modifie pas la demande de travail des entreprises, conditionnellement au salaire et à la durée de travail négociée avec les travailleurs.

L'équation PS agrégée s'écrit comme précédemment :  $\boxed{\frac{w}{p_{va}} = \alpha \kappa \frac{Y}{L}}$  (PS)

### Formation des salaires (courbe WS)

L'utilité intertemporelle des employés de l'entreprise  $j$  au moment des négociations s'écrit désormais :  $U_j = S_j \times U(w_j W, T - H_j) + (1 - S_j) \times U_{0,j}$ ,  $S_j$  étant la probabilité d'être employé dans la même firme à la période suivante (probabilité de survie dans l'emploi) et  $U_{0,j}$  l'utilité d'un employé qui perd son emploi au début de la période, c'est à dire son utilité de repli au cours de la négociation.  $U_{0,j}$  s'écrit désormais  $(1 - \varphi u) \times U(wW, T - H) + \varphi u \times U(bwW, T)$ . On en déduit :

$$U_j - U_{0,j} = S_j \times [\rho \times (w_j - w(1 - \varphi u(1 - b)))W + (1 - \rho) \times (H(1 - \varphi u) - H_j)]$$

En considérant à nouveau que le profit des entreprises est nul en cas de rupture des négociations salariales, le programme de Nash généralisé s'écrit :

$$\underset{w_j, H_j}{Max} S_j^\gamma [\rho \times (w_j - w(1 - \varphi u(1 - b)))W + (1 - \rho) \times (H(1 - \varphi u) - H_j)]^\gamma \times \Pi_j(w_j, H_j)$$

On en déduit les conditions du premier ordre :

$$-\frac{\frac{\partial \Pi_j}{\partial H_j}}{\gamma \Pi_j} = \frac{\frac{\partial (U_j - U_{0,j})}{\partial H_j}}{U_j - U_{0,j}} \quad \text{et} \quad -\frac{\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j}}{\gamma \Pi_j} = \frac{\frac{\partial (U_j - U_{0,j})}{\partial w_j}}{U_j - U_{0,j}}$$

Il suffit de résoudre ce système pour en déduire le salaire ( $w_j$ ) et la durée du travail ( $H_j$ ) négociés dans l'entreprise  $j$ .

Les dérivées  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial H_j}$  et  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j}$  peuvent être obtenues en appliquant le théorème de l'enveloppe à

$\Pi_j(w_j, H_j) = \underset{p_j, K_j, L_j}{Max} [p_j Y_j(K_j, L_j, H_j) - w_j L_j - c K_j]$  sous la contrainte,  $Y_j = \left(\frac{P_j}{P_{va}}\right)^{\frac{1}{\kappa-1}}$  et en considérant  $w_j$  et  $H_j$  comme donnés.

$$\Pi_j(w_j, H_j) = \underset{K_j, L_j}{Max} [p_{va} Y_j^\kappa - w_j L_j - c K_j]$$

On obtient alors :

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial H_j} = p_{va} \kappa Y_j^{\kappa-1} \frac{\partial Y_j}{\partial H_j} = \kappa p_j Y_j \left[ (1 - \alpha) \frac{d'(H_j)}{d(H_j)} + \alpha \frac{e'(H_j)}{e(H_j)} \right]$$

et  $\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j} = -L_j$

En considérant que  $S_j$  est indépendante du salaire et du temps de travail négociés, les conditions du premier ordre se réécrivent :

$$\frac{\kappa p_j Y_j \left[ (1 - \alpha) \frac{d'(H_j)}{d(H_j)} + \alpha \frac{e'(H_j)}{e(H_j)} \right]}{\gamma \Pi_j} = - \frac{1 - \rho}{\Upsilon}$$

$$\frac{L_j}{\gamma \Pi_j} = \frac{\rho W}{\Upsilon}$$

$$\text{avec } \Upsilon = \rho \times [w_j - w(1 - \varphi u(1 - b))] W + (1 - \rho) \times [H(1 - \varphi u) - H_j]$$

En faisant le rapport de ces deux équations, on obtient :

$$\kappa \left[ (1 - \alpha) \frac{d'(H_j)}{d(H_j)} + \alpha \frac{e'(H_j)}{e(H_j)} \right] \frac{p_j Y_j}{L_j} = \frac{1 - \rho}{\rho W}$$

En notant  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,H}$  les élasticités de l'efficacité du travail et de la durée d'utilisation des équipements à la durée du travail et en se souvenant que le partage de la valeur ajoutée à l'optimum nous donne :  $\frac{p_j Y_j}{L_j} = \frac{w_j}{\alpha \kappa}$ , on en déduit le salaire horaire négocié dans l'entreprise  $j$ <sup>13</sup> :

$$\boxed{\frac{w_j}{H_j} = \frac{1 - \rho}{\rho W} \frac{\alpha}{\alpha \epsilon_{e,H} + (1 - \alpha) \epsilon_{d,H}}} \quad (\text{WS horaire})$$

On peut ensuite réécrire la seconde condition d'optimalité  $-\frac{\partial \Pi_j}{\partial w_j} = \frac{\partial(U_j - U_{0,j})}{U_j - U_{0,j}}$  en fonction de  $w_j$  uniquement et remplacer  $\frac{L_j}{\Pi_j}$  par  $\frac{L_j}{(1 - \kappa)p_j Y_j}$  (partage de la valeur ajoutée) :

$$\begin{aligned} \rho W \gamma (1 - \kappa) \frac{p_j Y_j}{L_j} &= \rho \times [w_j - w(1 - \varphi u(1 - b))] W - (1 - \rho) \\ &\quad \times [w(1 - \varphi u) - w_j] \frac{\rho W}{1 - \rho} \left[ \epsilon_{e,H} + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \epsilon_{d,H} \right] \end{aligned}$$

En utilisant la symétrie entre les entreprises ( $w_j = w$ ,  $Y_j = Y$ ,  $L_j = L$ ,  $p_j = p_{va}$ ), on obtient finalement la courbe WS de l'économie :

$$\boxed{\frac{w}{p_{va}} = \frac{\gamma(1 - \kappa)}{\varphi u \left[ (1 - b) - \epsilon_{e,H} - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \epsilon_{d,H} \right]} \frac{Y}{L}} \quad (\text{WS})$$

## Expression du chômage d'équilibre

Le chômage d'équilibre  $u^*$  s'obtient en éliminant la productivité apparente du travail entre PS et WS :

$$\boxed{u^* = \frac{\gamma(1 - \kappa)}{\alpha \kappa \varphi \left[ (1 - b) - \epsilon_{e,H} - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \epsilon_{d,H} \right]}}$$

Dans ce modèle, le chômage d'équilibre ne dépend de la durée du travail que par l'intermédiaire des élasticités  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,H}$ , c'est à dire de paramètres structurels caractérisant l'efficacité de la main

13. Le degré d'indexation du salaire horaire lors d'une variation de la durée du travail dépend donc de l'évolution des élasticités  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,H}$ .

d'oeuvre et l'organisation des équipements dans le pays (cf. annexe D). Il est possible, malgré tout, que le chômage conjoncturel, ou de court terme, dépende directement de la durée du travail.

On observe qu'une situation où une variation de la durée du travail ne s'accompagne d'aucune réorganisation dans l'utilisation des équipements ( $\epsilon_{d,H} = 1$ : nombre d'employés par poste constant) est plus préjudiciable au chômage qu'une situation où des réorganisations importantes permettent de maintenir inchangée ou d'augmenter la durée d'utilisation des équipements ( $\epsilon_{d,H} = 0$  ou  $\epsilon_{d,H} < 0$ : augmentation du nombre d'employés par poste en cas de diminution de la durée du travail).

Pour une faible durée du travail, on s'attend à ce qu'une petite hausse de celle-ci augmente plus que proportionnellement l'efficacité de la main d'oeuvre. L'élasticité  $\epsilon_{e,H}$  doit alors être supérieure à l'unité (effet de "mise en route" prédominant). Au contraire, l'élasticité de l'efficacité de la main d'oeuvre est probablement inférieure à l'unité lorsque la durée du travail est élevée (effet de fatigue prédominant). Une réduction importante de la durée du travail pourrait alors, toutes choses égales par ailleurs, être préjudiciable au chômage d'équilibre. Néanmoins, Cahuc et Zylberberg [2001], s'appuyant sur plusieurs travaux empiriques issus de pays où la durée moyenne du travail est différente, notent que  $\epsilon_{e,H}$  peut être considérée comme une constante proche de l'unité en première approximation<sup>14</sup>. Sur le graphe repérant l'efficacité de la main d'oeuvre en fonction de la durée du travail, on se situe alors fréquemment dans la partie linéaire centrale. On s'attend donc à ce que l'influence de la durée du travail sur le chômage d'équilibre passant par le canal de l'efficacité de la main d'oeuvre soit assez faible. Le principal effet bénéfique de la réduction du temps de travail sur le chômage d'équilibre devrait être lié à une utilisation plus efficace des équipements.

### 1.3.2 Un modèle plus complet, incluant la progressivité du coin salarial

Il est possible que la progressivité du coin salarial modifie l'issue des négociations entre les travailleurs et les entreprises alors même que le niveau des prélèvements proportionnels ( $W$ ) demeurerait sans effet dans le modèle précédent. La préférence pour la rémunération des salariés pourrait être amoindrie si le gouvernement opérait un prélèvement progressif sur leurs revenus du travail. En revanche, la courbe PS de l'économie demeure inchangée ( $\frac{w}{p_{va}} = \alpha\kappa\frac{Y}{L}$ ) car les entreprises déterminent leur demande de travail en fonction du salaire négocié avant prélèvements (salaire "super-brut").

Nous modélisons désormais le coin salarial qui s'intercale entre le coût du travail pour les employeurs et le salaire effectivement perçu par les travailleurs au moyen d'une fonction  $f$  du salaire. Si le coût total pour l'entreprise  $j$  d'un employé travaillant  $H_j$  heures par période est  $w_j$ , le salaire net de l'employé est alors  $w_j \cdot f(w_j)$ . Jusqu'à présent,  $f$  était une fonction constante égale à  $W$ . Elle est désormais décroissante en fonction de  $w_j$  ( $f'(w_j) < 0$ ).

On en déduit :

$$\begin{aligned} U_j - U_{0,j} &= S_j \times [U(w_j \cdot f(w_j), T - H_j) - (1 - \varphi u) \times U(w \cdot f(w), T - H) - \varphi u \times U(bw \cdot f(bw), T)] \\ &= S_j \times [\rho \times [w_j \cdot f(w_j) - (1 - \varphi u) \times w \cdot f(w) - \varphi u \times bw \cdot f(bw)] \\ &\quad + (1 - \rho) \times [(1 - \varphi u)H - H_j]] \end{aligned}$$

Avec  $\frac{\partial(U_j - U_{0,j})}{\partial w_j} = S_j \rho \times (w_j \cdot f'(w_j) + f(w_j))$ , on peut réécrire les conditions du premier ordre du programme de Nash :

14. Gianella et Lagarde [1999] estiment une élasticité de 0.9, indépendante de la taille de l'entreprise, à partir de données françaises. Après avoir effectué une synthèse de la littérature empirique, Hart et MacGregor [1988] concluent que  $\epsilon_{e,H}$  est proche, voire non significativement différente, de l'unité.

$$-\frac{\kappa p_j Y_j \left[ (1-\alpha) \frac{d'(H_j)}{d(H_j)} + \alpha \frac{e'(H_j)}{e(H_j)} \right]}{\gamma \Pi_j} = -\frac{1-\rho}{\Upsilon'}$$

$$\frac{L_j}{\gamma \Pi_j} = \frac{\rho \times [w_j \cdot f'(w_j) + f(w_j)]}{\Upsilon'}$$

$$\text{avec } \Upsilon' = \rho \times [w_j \cdot f(w_j) - (1-\varphi u) \times w \cdot f(w) - \varphi u \times bw \cdot f(bw)] \\ + (1-\rho) \times [(1-\varphi u)H - H_j]$$

Le rapport de ces deux conditions nous donne, comme précédemment, l'expression de  $H_j$  en fonction de  $w_j$  :

$$H_j = w_j \times [w_j \cdot f'(w_j) + f(w_j)] \frac{\rho [(1-\alpha)\epsilon_{d,H} + \alpha\epsilon_{e,H}]}{(1-\rho)\alpha}$$

En substituant cette expression de  $H_j$  dans la seconde condition d'optimalité et en utilisant les arguments de symétrie habituels entre les  $J$  entreprises, celle-ci devient :

$$[w \cdot f'(w) + f(w)] \times \gamma(1-\kappa) \frac{p_{va} Y}{L} = \varphi u \times w \times [f(w) - b \cdot f(bw)] \\ - \varphi u \times w \times [f(w) + w \cdot f'(w)] \left[ \frac{1-\alpha}{\alpha} \epsilon_{d,H} + \epsilon_{e,H} \right]$$

C'est une équation du second degré en  $w$  que nous allons résoudre graphiquement dans un cas particulier. En effet, il s'agit moins d'avoir une expression analytique (compliquée) de la solution que de voir l'effet d'une augmentation de la progressivité du coin salarial sur le salaire négocié et le chômage d'équilibre.

Considérons donc le cas où  $f'(w) = -a < 0$  et  $f(w) = -aw + W$ . Le coin salarial est non progressif et uniquement proportionnel si  $a = 0$ . Sa progressivité croît avec  $a$ .

En posant  $A = \gamma(1-\kappa) \frac{p_{va} Y}{L}$  et  $B = \frac{1-\alpha}{\alpha} \epsilon_{d,H} + \epsilon_{e,H}$ , on en déduit une forme simplifiée de l'équation de salaire :

$$(1-b+2B) \times a \times \varphi u \times w^2 = AW - (2aA + \varphi u W \times (B+b-1)) \times w$$

Notons que considérer  $A$  comme une constante indépendante du salaire va nous conduire, comme précédemment, à déterminer le salaire négocié en fonction de la productivité apparente du travail  $\frac{Y}{L}$ . Comme dans la partie 1.2 où la courbe PS dépendait non linéairement de cette productivité, l'expression analytique du chômage d'équilibre devrait faire apparaître la productivité apparente du travail. La non linéarité est désormais dans la courbe de salaire.

Le salaire négocié diminue lorsque la progressivité du coin salarial s'accroît ( $w_2 < w_1$  sur le graphique 1.2). Par ailleurs, la durée du travail  $H_j$  correspondant à un salaire donné  $w_j$  est d'autant plus faible que la progressivité du coin salarial est élevée. Même à préférence pour la rémunération ( $\rho$ ) inchangée, des prélèvements progressifs incitent donc les salariés à travailler moins longtemps et pour une rémunération inférieure, ces deux effets se combinant pour réduire le chômage d'équilibre puisque la courbe PS est inchangée.

Par ailleurs, on observe que l'introduction de la progressivité du coin salarial dans notre modèle entraîne l'influence du niveau des prélèvements ( $W$ ) sur le salaire négocié, donc sur le chômage d'équilibre. Mais cet effet est ambigu *a priori*, comme le montre le graphique suivant (figure 1.3) dans le cas particulier où  $f(w) = -aw + W$  et où  $W$  augmente jusqu'au niveau  $W'$  (abaissement du niveau des prélèvements à progressivité inchangée). L'importance et le sens de cette influence sont très liées aux hypothèses du modèle (progressivité ou proportionnalité des prélèvements) et aux valeurs des paramètres structurels. C'est l'estimation économétrique finale qui nous permettra

d'évaluer l'effet du niveau des prélèvements dans le cas français.

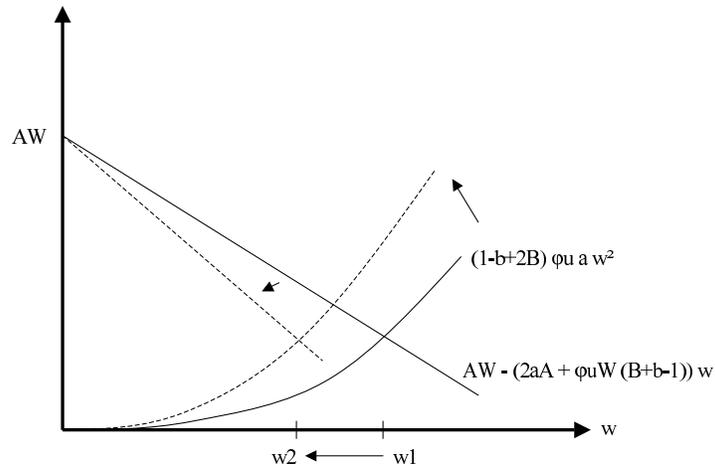


FIG. 1.2 – Effet d'un accroissement de la progressivité du coin salarial sur le salaire négocié (augmentation de  $a$ ).

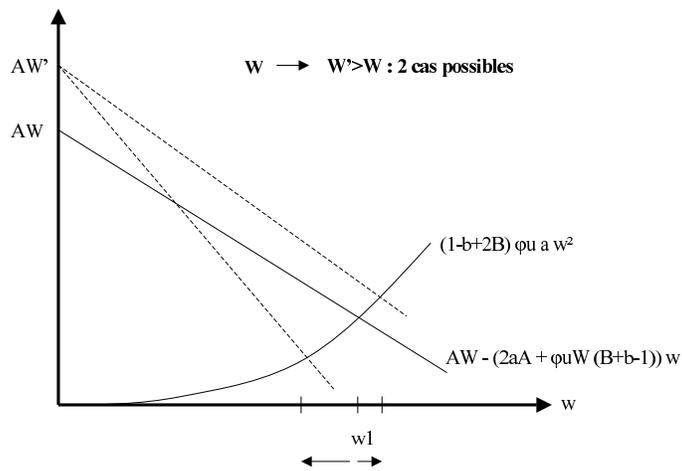


FIG. 1.3 – Effet d'un accroissement du niveau du coin salarial sur le salaire négocié (augmentation de  $W$ )

## 1.4 Adéquation entre offres et demandes d'emploi

On a considéré, jusqu'à présent, que le chômage était dû à une demande de travail insuffisante des entreprises, compte tenu du résultat des négociations salariales avec les travailleurs. Dans toutes les économies, on observe néanmoins la coexistence de postes de travail vacants et d'un niveau de chômage non nul. Le nombre d'emplois vacants ( $V$ ) et le nombre de chômeurs ( $U$ ) sont reliés empiriquement par une relation décroissante dite courbe de Beveridge. La modélisation de ce phénomène nécessite de prendre en compte l'activité de recherche d'emploi et la probabilité de rencontre entre une offre et une demande de travail. La position de la courbe de Beveridge dans le plan  $(U, V)$  dépend directement de l'efficacité de ce processus d'appariement. L'inadéquation entre les postes offerts et les emplois recherchés et les différences d'intensité dans la recherche d'emploi permettent également d'expliquer les translations dans le temps de la courbe de Beveridge d'une économie mais ces phénomènes ne seront pas pris en compte dans notre modèle car ils nécessiteraient de lever les hypothèses de substituabilité entre les travailleurs.

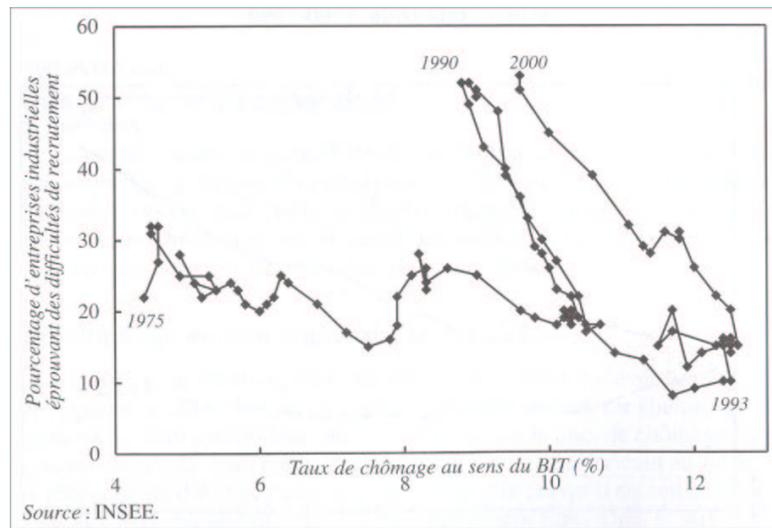


FIG. 1.4 – Courbe de Beveridge française, tirée de Jean Pisani-Ferry [2000]

Dans la littérature économique<sup>15</sup>, le processus d'appariement est généralement modélisé grâce à une fonction  $M$  donnant le nombre d'embauches par unité de temps en fonction du nombre de postes vacants  $V$  et du nombre de chômeurs  $U$ . On fait alors l'hypothèse que l'offre d'emploi est uniquement le fait des chômeurs, ce qui revient à négliger l'activité de recherche d'emploi des actifs occupés, et que tous les chômeurs cherchent effectivement un emploi, ce qui correspond à la définition du chômage au sens du BIT.

$M$  est une fonction croissante par rapport à chacun de ses arguments  $V$  et  $U$ , à rendements constants. Par ailleurs,  $M(V,0) = M(0,U) = 0$  et  $0 \leq M(V,U) \leq \min(V,U)$ .

En utilisant l'indicateur de tension sur le marché de l'emploi  $\theta = \frac{V}{U}$ , la probabilité moyenne pour une entreprise de pouvoir un emploi par unité de temps peut s'écrire  $\frac{M(V,U)}{V} = M(1, \frac{U}{V}) = m(\theta)$ .

Cette probabilité décroît avec  $\theta$ . En effet,  $\frac{dm(\theta)}{d\theta} = -\frac{U^2}{V^2} \frac{\partial M(1, \frac{U}{V})}{\partial V} \leq 0$ . A taux de chômage donné, la probabilité pour les entreprises de pouvoir leurs postes augmente avec le nombre d'emplois vacants.

15. Voir par exemple P. Cahuc, A. Zylberberg [2001] et C. Pissarides [2000].

La probabilité de retrouver un emploi lorsqu'on est au chômage s'écrit  $\frac{M(V,U)}{U} = \frac{V}{U}M(1, \frac{U}{V}) = \theta m(\theta)$ . Pour un nombre donné d'emplois vacants, elle est d'autant plus élevée que le nombre de chômeurs est faible. En effet,  $\frac{d(\theta m(\theta))}{d\theta} = \frac{\partial M(\theta,1)}{\partial \theta} \geq 0$ .

La détermination du chômage d'équilibre s'appuie désormais sur trois relations : une équation de formation des salaires (WS), une équation donnant le nombre de postes vacants dans les entreprises en fonction du salaire négocié (PS modifiée) et la relation de Beveridge, permettant de relier le nombre d'emplois vacants au taux de chômage. On introduit donc une friction entre l'offre et la demande d'emplois.

### Courbe de Beveridge :

Le flux  $\dot{U}$  de chômeurs par unité de temps peut s'écrire comme la somme du flux de nouveaux entrants dans la population active ( $\dot{N}$ ) et du flux d'actifs quittant leur emploi d'une période à l'autre ( $qL$ ) à laquelle on retranche le flux de chômeurs retrouvant un emploi ( $\theta m(\theta)U$ ) :  $\dot{U} = \dot{N} + qL - \theta m(\theta)U$ .

Comme par définition  $n = \frac{\dot{N}}{N}$ ,  $u = \frac{U}{N}$  et  $L = N - U$ , cette équation peut se réécrire sous la forme  $\dot{u} = n + q - [n + q + \theta m(\theta)]u$ .

En régime stationnaire ( $\dot{u} = 0$ ), on obtient  $u = \frac{q + n}{q + n + \theta m(\theta)}$ . Cette équation définit une courbe de Beveridge décroissante dans le plan  $(\frac{U}{N}, \frac{V}{N})$ .

### Formation des prix et détermination du nombre de postes vacants dans l'économie :

La répartition de la valeur ajoutée à l'optimum nous donne le profit d'une entreprise par emploi occupé en fonction du salaire négocié :  $\pi = \frac{1 - \kappa}{\alpha \kappa} w$ .

Le profit intertemporel associé à un poste occupé s'écrit  $\pi_e = \frac{1}{1 + r} \left[ \frac{1 - \kappa}{\alpha \kappa} w + q\pi_v + (1 - q)\pi_e \right]$  où  $q$  est, comme précédemment, la probabilité qu'un emploi devienne vacant d'une période à l'autre, et  $\pi_v$  représente le profit intertemporel associé à un poste vacant. On en déduit :  $r \times \pi_e = \frac{1 - \kappa}{\alpha \kappa} w + q(\pi_v - \pi_e)$ .

De la même manière, en notant  $h$  le coût d'un emploi vacant, le profit intertemporel associé s'écrit :  $r \times \pi_v = -h + m(\theta) \times (\pi_e - \pi_v)$  où  $m(\theta)$  est la probabilité de pourvoir un emploi vacant. On remarque que  $\pi_v$  est d'autant plus faible que le nombre d'emplois vacants par rapport au nombre de chômeurs (repéré par  $\theta$ ) est élevé.

Les entreprises choisissent rationnellement d'ouvrir des postes tant que  $\pi_v$  est positif :

$$\boxed{\pi_v = 0 \Rightarrow w = \frac{h\alpha\kappa(r + q)}{m(\theta)(1 - \kappa)}} \quad (\text{PS modifiée})$$

Cette courbe PS modifiée fait le lien entre le salaire négocié  $w$  et le rapport  $\theta = \frac{V}{U}$ . La courbe PS habituelle, reliant le salaire négocié au taux de chômage, peut être obtenue en combinant PS modifiée avec la courbe de Beveridge.

### Formation des salaires (courbe WS) :

Afin de rendre le lien plus évident avec les modèles précédents de négociation salariale, nous nous plaçons dans le cas où le facteur d'actualisation  $\frac{1}{1+r_{act}}$  des travailleurs est unitaire (ie:  $r_{act} = 0$ ). Nous avons remarqué (partie 1.1) que le terme de pondération  $\Psi$  apparaissant dans le revenu alternatif des travailleurs pouvait alors s'interpréter comme la probabilité d'être au chômage pour un individu tiré au hasard dans la population active. En faisant à nouveau l'hypothèse que les chômeurs et les employés ont la même probabilité de transition vers le chômage d'une période à l'autre, il suffit désormais de remplacer  $\Psi$  par  $1 - \theta m(\theta)$  dans l'expression du revenu alternatif des travailleurs.

On en déduit  $U_j - U_{0,j} = [w_j - w \times \theta m(\theta) - bw \times (1 - \theta m(\theta))] W$

$$\text{d'où: } \frac{\partial(U_j - U_{0,j})}{\partial w_j} = \frac{1}{w_j - w \times \theta m(\theta) - bw \times (1 - \theta m(\theta))}$$

Du point de vue de l'entreprise  $j$ , l'aboutissement des négociations salariales se traduit par un profit  $\pi_{e,j}$  et leur échec par la vacance de tous les postes de travail, c'est à dire par un profit  $\pi_{v,j}$ .

Les expressions précédentes de  $\pi_e$  et de  $\pi_v$  permettent d'obtenir  $\pi_{e,j} - \pi_{v,j} = \frac{1-\kappa}{m(\theta)+q+r} w_j - h$

$$\text{A l'optimum de production, on en déduit } \frac{\partial(\pi_{e,j} - \pi_{v,j})}{\partial w_j} = \frac{1}{w_j - \frac{\alpha\kappa}{1-\kappa} h}$$

La résolution du programme de Nash pour les négociations conduit à

$$\frac{\partial(U_j - U_{0,j})}{\partial w_j} = - \frac{\partial(\pi_{e,j} - \pi_{v,j})}{\gamma(\pi_{e,j} - \pi_{v,j})}$$

et la courbe WS au niveau agrégé en dérive:

$$\boxed{w = \frac{\gamma h}{[\gamma + (1-b)(1-\theta m(\theta))] \frac{1-\kappa}{\alpha\kappa}}} \quad (\text{WS})$$

### Expression du chômage d'équilibre :

La combinaison de WS et de PS modifiée détermine l'équilibre sur le marché du travail en fonction de  $\theta$ :

$$w = \frac{\gamma h}{[\gamma + (1-b)(1-\theta m(\theta))] \frac{1-\kappa}{\alpha\kappa}} = \frac{h}{m(\theta)} \frac{\alpha\kappa(r+q)}{1-\kappa}$$

$$\Leftrightarrow \gamma + \theta(r+q)(1-b) = \frac{(r+q)(1-b+\gamma)}{m(\theta)} \quad (\text{équilibre sur le marché du travail})$$

Afin de déterminer l'influence du mécanisme d'appariement sur le chômage d'équilibre, nous allons résoudre cette équation en  $\theta$ , graphiquement et dans un cas particulier. Une fonction d'appariement fréquemment adoptée dans la littérature économique est  $M(U,V) = kU^{1/2}V^{1/2}$ ,  $k$  étant un paramètre d'échelle repérant l'efficacité de l'appariement.

Avec cette fonction, l'équation d'équilibre sur le marché du travail devient :

$$\gamma + \theta(r+q)(1-b) = \frac{(r+q)(1-b+\gamma)}{k} \theta^{1/2}$$

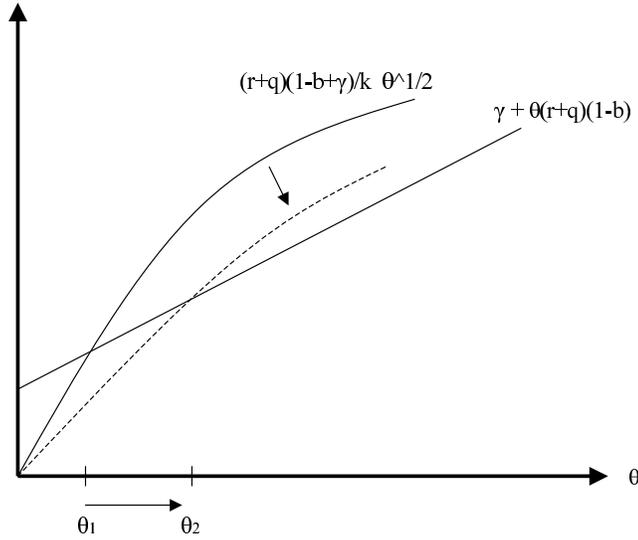


FIG. 1.5 – Effet d'une amélioration de l'appariement sur le paramètre  $\theta$  (augmentation de  $k$ )

*A priori*, l'équation d'équilibre sur le marché de l'emploi admet deux solutions en  $\theta$ . Néanmoins, le taux d'offres de travail insatisfaites étant généralement très inférieur à celui des demandes<sup>16</sup>, nous choisissons la plus petite des deux valeurs. Le graphique 1.5 montre, dans ce cas, qu'une amélioration du processus d'appariement se traduit par une élévation du paramètre  $\theta$ . La courbe de Beveridge  $u^* = \frac{q+n}{q+n+\theta^*m(\theta^*)}$  nous indique finalement que le taux de chômage d'équilibre tend à diminuer lorsque l'appariement s'améliore, ce qui est conforme à l'intuition.

## 1.5 Introduction de l'hystérèse et de quelques éléments de dynamique

Pour plus de simplicité et afin de capter essentiellement les effets dus à l'hystérèse, nous négligeons ici l'aversion pour le risque dans la fonction d'utilité des employés ( $\delta = 0$ ) et la progressivité du coin salarial ( $\frac{\partial W}{\partial w} = 0$ ). Nous adoptons à nouveau une fonction de production du type Cobb-Douglas :  $Y_j = K_j^{1-\alpha}(AL_j)^\alpha$ .

En revanche, la probabilité  $S_j$  de survie dans l'emploi est maintenant considérée comme une fonction du salaire  $w_j$  négocié dans l'entreprise  $j$  ( $\frac{\partial S_j}{\partial w_j} \neq 0$ ). Il s'agit *a priori* d'une fonction décroissante car, à taux de chômage donné, l'emploi dans une entreprise est d'autant plus menacé que le salaire négocié est élevé.

$$\text{On en déduit : } \frac{\frac{\partial(U_j - U_{0,j})}{\partial w_j}}{(U_j - U_{0,j})} = \frac{\frac{\partial((w_j - R)WS_j)}{\partial w_j}}{(w_j - R)WS_j} = \frac{S_j + w_j \frac{\partial S_j}{\partial w_j} - R \frac{\partial S_j}{\partial w_j}}{(w_j - R)S_j} = \frac{1}{w_j - R} - \frac{\epsilon_{S_w}(w_j)}{w_j},$$

où  $\epsilon_{S_w}(w_j) = \frac{w_j}{S_j} \frac{\partial S_j}{\partial w_j}$  est l'élasticité de la probabilité de survie au salaire négocié dans l'entreprise  $j$ .

16. La courbe de Beveridge française présentée par H. Sneessens [1994] montre que le rapport des offres aux demandes de travail insatisfaites a diminué continûment du début des années 1970 à la fin des années 1980. Il était de l'ordre de 0.001 en 1989 avec un taux de chômage à 10%.

Finalement, la nouvelle courbe de salaire WS agrégée s'écrit :

$$\boxed{\frac{w - R}{w} = \frac{1 - \kappa}{\frac{1}{\gamma} \frac{wL}{Y p_{va}} - (1 - \kappa) \epsilon_{Sw}} = \varphi u(1 - b)} \quad (\text{WS})$$

ou de manière équivalente :

$$\frac{w}{p_{va}} = \frac{Y}{L} \gamma (1 - \kappa) \left[ \frac{1}{\varphi u(1 - b)} + \epsilon_{Sw} \right]$$

où  $\frac{w - R}{w}$  représente le mark-up des salaires par rapport au revenu alternatif. Rappelons que la

courbe PS donne  $\boxed{\frac{wL}{Y p_{va}} = \alpha \kappa}$  (PS).

Afin d'introduire l'influence du taux de chômage passé (hystérèse) dans notre modèle et quelques éléments de dynamique, nous faisons l'hypothèse qu'une fois le niveau d'emploi déterminé par une entreprise en fonction du salaire négocié, les insiders ont la priorité pour pourvoir les postes. Ceci est cohérent avec l'existence de coûts d'apprentissage et de rotation de la main d'oeuvre dans l'économie réelle.

Sont définis comme insiders, les travailleurs qui étaient déjà employés par l'entreprise à la période précédente. En notant  $q$  la probabilité qu'un employé quitte son entreprise d'une période à l'autre<sup>17</sup> et  $L_I$  le nombre d'insiders dans l'économie,  $L_I$  peut s'écrire en fonction du niveau d'emploi  $L_{-1}$  dans l'économie à la période précédente:  $L_I = (1 - q)L_{-1}$ .

En notant  $L$  le niveau d'emploi choisi par les entreprises à l'issue des négociations salariales (voir schéma 1.6), la probabilité  $S$  de survie dans l'emploi vaut donc 1 si  $L > L_I$  et  $\frac{L}{L_I}$  si  $L \leq L_I$ . On peut donc considérer  $S$  comme une fonction du rapport  $\frac{L_I}{L} = \frac{(1 - q)(1 - u_{-1})N_{-1}}{(1 - u)N}$  où  $N$  est la population active à la période considérée et  $N_{-1}$  la population active à la période précédente. En notant  $n$  le taux de croissance de la population (active), on obtient finalement  $\frac{L_I}{L} = \frac{(1 - q)(1 - u_{-1})}{(1 + n)(1 - u)}$ .

Dans l'équation de salaire précédente, l'élasticité  $\epsilon_{Sw}$  peut se réécrire comme le produit des élasticités  $\epsilon_{SL}$  ( $= \frac{\partial S}{\partial L} \frac{L}{S}$ ) et  $\epsilon_{Lw}$  ( $= \frac{\partial L}{\partial w} \frac{w}{L}$ ). Layard, Nickell et Jackman [1991] démontrent formellement que  $\epsilon_{SL}$  est une fonction décroissante de  $\frac{L_I}{L}$ <sup>18</sup>. Ce résultat signifie que la probabilité de survie dans l'emploi a d'autant plus tendance à diminuer que l'emploi se contracte fortement d'une période à l'autre. Par ailleurs, l'élasticité de l'emploi au salaire est calculable à l'optimum de production et vaut  $\epsilon_{Lw} = -1 - \frac{\alpha \kappa}{1 - \kappa}$ <sup>19</sup>

17. Il peut s'agir d'un départ volontaire, auquel cas le poste de travail peut être occupé par un autre salarié à la période suivante, ou bien d'un départ forcé suite à la suppression du poste de travail (conséquence du progrès technique ou d'une réorganisation interne à l'entreprise, par exemple).

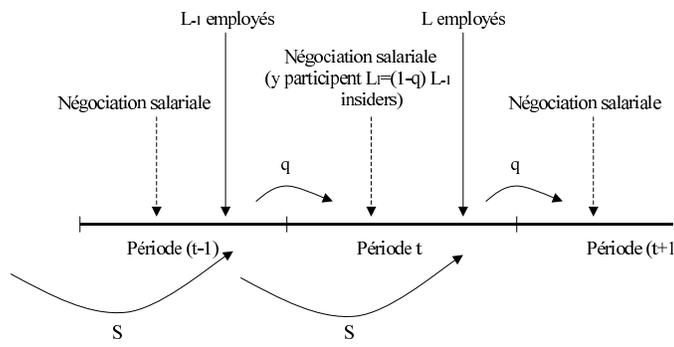
La probabilité  $q$  se distingue de la probabilité  $(1 - S_j)$ . Elles correspondent toutes les deux à des taux de destruction d'emploi d'une période à l'autre mais  $(1 - S_j)$  est calculée avant la phase de négociation salariale alors que  $q$  l'est après. Si  $q$  est considérée comme strictement exogène, la dépendance de  $(1 - S_j)$  au résultat de la négociation salariale est ici prise en compte. Par rapport à la partie précédente,  $(1 - S_j)$  est donc partiellement endogène. Elle dépend maintenant des mêmes paramètres exogènes que  $q$  (progrès technique, probabilité de quitter volontairement son emploi...) mais uniquement de ceux-là.

$S$  est la probabilité moyenne de survie dans l'emploi, calculée avant la phase de négociation salariale sur l'ensemble des  $J$  entreprises.

18. R. Layard, S. Nickell, R. Jackman [1991]; Annexe 2.3 pp. 537-538

19. Le partage de la valeur ajoutée à l'optimum donne:  $L = \frac{\alpha \kappa P_{va} Y}{w}$

On en déduit:  $\frac{\partial L}{\partial w} = -\frac{\alpha \kappa P_{va} Y}{w^2} + \frac{\alpha \kappa P_{va}}{w} \frac{\partial Y}{\partial w}$



q : Probabilité (exogène) de destruction d'emploi  
 S : Probabilité de survie dans l'emploi (liée à l'issue des négociations salariales)

FIG. 1.6 – Chronologie des décisions sur le marché de l'emploi

La combinaison des courbes WS et PS permet donc d'obtenir :

$$\frac{w - R}{w} = \varphi u(1 - b) = \frac{1 - \kappa}{\frac{\alpha \kappa}{\gamma} + (1 - (1 - \alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \left( \frac{(1 - q)(1 - u_{-1})}{(1 + n)(1 - u)} \right)}$$

La solution  $u_{CT}^*$  de cette équation est un taux de chômage d'équilibre de court terme qui dépend du rapport  $\frac{1 - u_{-1}}{1 - u}$ , c'est à dire de la vitesse d'évolution du chômage<sup>20</sup> :

$$u_{CT}^* = \frac{1 - \kappa}{\varphi(1 - b) \left[ \frac{\alpha \kappa}{\gamma} + (1 - (1 - \alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \left( \frac{(1 - q)(1 - u_{-1})}{(1 + n)(1 - u)} \right) \right]}$$

Compte tenu des valeurs usuelles des paramètres ( $\alpha = \frac{2}{3}$  et  $\kappa = 0.6$  par exemple),  $u_{CT}^*$  est d'autant plus élevé que l'augmentation du chômage par rapport à la période précédente ( $u - u_{-1}$ ) a été importante. Cet effet d'hystérèse peut expliquer une persistance à des niveaux élevés du chômage. Le taux de chômage d'équilibre de court terme a tendance à augmenter avec le taux de chômage courant.

En revanche, le taux de chômage d'équilibre stationnaire (ou de long terme)  $u^*$  ne dépend pas du taux de chômage passé. Il peut être obtenu à partir de l'expression de  $u_{CT}^*$  avec  $u = u_{-1}$

$$u^* = \frac{1 - \kappa}{\varphi(1 - b) \left[ \frac{\alpha \kappa}{\gamma} + (1 - (1 - \alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \left( \frac{1 - q}{1 + n} \right) \right]}$$

$u^*$  dépend donc négativement de  $\epsilon_{SL}$ ,  $\kappa$  et  $\alpha$ , et positivement de  $n$ ,  $q$ ,  $\gamma$  et  $b$  (cf. annexe D). C'est ce taux de chômage d'équilibre stationnaire que notre évaluation économétrique finale nous permettra de déterminer<sup>21</sup>.

<sup>20</sup>  $\frac{\partial Y}{\partial w}$  peut s'exprimer en fonction de  $L$  en appliquant le théorème de l'enveloppe à  $\pi_j = (1 - \kappa)Y_j$  :  $\frac{\partial \pi_j}{\partial w_j} = -\frac{L_j}{P_{va}} = \frac{\partial [(1 - \kappa)Y_j]}{\partial w_j} \Rightarrow \frac{\partial Y_j}{\partial w_j} = \frac{-L_j}{(1 - \kappa)P_{va}}$

D'où :  $\epsilon_{Lw} = \frac{w}{L} \frac{\partial L}{\partial w} = -\frac{\alpha \kappa P_{va} Y}{wL} - \frac{\alpha \kappa}{1 - \kappa} = -1 - \frac{\alpha \kappa}{1 - \kappa}$

20. Le fait que ce taux de chômage résulte de la combinaison des courbes WS et PS permet de le qualifier de taux de chômage d'équilibre.

21. En effet, nous déterminerons le chômage d'équilibre en combinant deux relations de cointégration que nous identifierons à WS et à PS. Il s'agira donc d'une variable stationnaire lorsque ses déterminants (taux d'intérêt, degré de concurrence sur le marché des biens...) seront fixés.

Remarquons enfin qu'une dynamique du chômage peut être obtenue en linéarisant la combinaison de WS et de PS autour de  $u = u_{-1} = u^*$  (voir annexe B pour le détail des calculs) :

$$(u - u^*) = \theta(u_{-1} - u^*) \text{ avec } \theta = \frac{\omega}{1 + \omega} < 1 \text{ garantissant la convergence du chômage vers } u^*$$

(point attracteur) et  $\omega = \frac{(1 - \kappa)(1 - (1 - \alpha)\kappa)(1 - q)\epsilon'_{SL}}{(1 + n) \left[ \frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1 - (1 - \alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \right]^2 (1 - b)\varphi}$ ,  $\epsilon_{SL}$  et  $\epsilon'_{SL}$  étant calculées au point  $\frac{1 - q}{1 + n}$ .

## 1.6 Apports d'un modèle entièrement dynamique

On s'inspire ici du modèle de Cahuc et Zylberberg [1999] en y introduisant l'imperfection de la concurrence sur le marché des biens pour le situer dans la continuité de notre étude précédente.  $J$  entreprises identiques sont supposées produire le même bien de consommation. Comme précédemment, l'intensité de la concurrence est repérée par le paramètre  $\kappa$  et les entreprises sont soumises à une fonction de demande d'élasticité constante  $\frac{1}{1 - \kappa}$ . L'imperfection de la concurrence nous oblige à tenir compte du prix pratiqué par chaque entreprise, éventuellement différent du prix moyen sur le marché. Il n'est donc plus possible, comme dans l'article de Cahuc et Zylberberg, de prendre comme numéraire le prix du bien produit par les entreprises dans l'économie.

Les entreprises choisissent à chaque période le prix de production  $p_{jt}$ , le niveau d'emploi  $L_{jt}$  et l'investissement  $I_{jt}$  qui maximisent leur profit. On suppose par ailleurs par souci de simplification que le bien d'investissement n'est pas le même que le bien produit par les entreprises, et que son coût  $c$  est fixé de manière exogène, au même titre que le taux d'intérêt  $r$ . Les entreprises prennent comme donné le salaire  $w_{jt}$  négocié avec les employés (courbe WS) et déterminent librement leur demande de travail en fonction de ce salaire. Nous admettons donc à nouveau que les entreprises disposent du "droit de gérer". Pour plus de simplicité, nous leur attribuons une fonction de production de Cobb-Douglas à rendements d'échelle décroissants:  $Y_{jt} = K_{jt}^{\theta - \alpha} (AL_{jt})^\alpha$ . Le paramètre  $\theta \in [\alpha; 1[$  est une mesure de l'échelle des rendements, il est d'autant plus faible que ceux-ci sont décroissants.

Le stock de capital  $K_{jt}$  est maintenant considéré comme endogène. Il se déprécie au taux  $\lambda$  et l'investissement de la période  $t$  ne devient productif qu'à partir de la période  $t + 1$ :  $K_{j,t+1} = (1 - \lambda)K_{jt} + I_{jt}$ . En d'autres termes, le capital est une variable prédéterminée, chaque firme décidant à la période  $t$  du volume  $K_{j,t+1}$  des équipements qu'elle utilise à la période  $t + 1$ .

### Formation des prix et demande de travail dans l'économie (détermination de PS)

On note  $\Pi(K_{j,t+1})$  le profit actualisé optimal de l'entreprise  $j$  à la période  $t + 1$  afin de définir une relation de récurrence entre  $\Pi(K_{jt})$  et  $\Pi(K_{j,t+1})$  (principe de Bellman).  $\pi_{jt}(K_{jt}, L_{jt})$  est l'excédent d'exploitation de l'entreprise à la période  $t$ , il s'écrit :

$$\pi_{jt}(p_{jt}, K_{jt}, L_{jt}) = p_{jt}K_{jt}^{\theta - \alpha} (AL_{jt})^\alpha - w_{jt}L_{jt} = P_{va,t}K_{jt}^{\kappa(\theta - \alpha)} (A_t L_{jt})^{\kappa\alpha} - w_{jt}L_{jt}$$

Le programme de maximisation du profit à la période  $t$  est alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Pi(K_{jt}) = \underset{p_{jt}, L_{jt}, I_{jt}}{\text{Max}} \left[ \pi_{jt}(p_{jt}, K_{jt}, L_{jt}) - cI_{jt} + \frac{1}{1+r} \Pi(K_{j,t+1}) \right] \\ \text{sous les contraintes:} \\ K_{j,t+1} = (1-\lambda)K_{jt} + I_{jt} \\ Y_{jt} = Y_{jt}^d = \left( \frac{P_{jt}}{P_{va,t}} \right)^{\frac{1}{\kappa-1}} \end{array} \right.$$

$r$  est le taux d'intérêt réel servant à définir le facteur d'actualisation des agents, il est supposé exogène et déterminé sur le marché international des capitaux.

La condition du premier ordre  $\frac{\partial \left[ \pi_{jt}(p_{jt}, K_{jt}, L_{jt}) - cI_{jt} + \frac{1}{1+r} \Pi(K_{j,t+1}) \right]}{\partial L_{jt}} = 0$  nous donne le niveau d'emploi dans l'entreprise  $j$  en fonction du salaire  $w_{jt}$  négocié avec les employés:  $L_{jt}^{\kappa\alpha-1} = \frac{1}{\kappa\alpha} \frac{w_{jt}}{P_{va,t} K_{jt}^{\kappa(\theta-\alpha)} A_t^{\kappa\alpha}}$ .

En notant  $N_t$  l'effectif de la population active à la date  $t$  et en sommant les effectifs de chaque entreprise, on obtient une équation reliant le taux de chômage au salaire négocié  $w_t$ , identique dans chaque entreprise par symétrie:

$$\boxed{N_t(1 - u_t) = (\kappa\alpha)^{\frac{1}{1-\kappa\alpha}} \left( \sum_{j=1}^J K_{jt}^{\frac{\kappa(\theta-\alpha)}{1-\kappa\alpha}} \right) \left( \frac{w_t}{P_{va,t} A_t^{\kappa\alpha}} \right)^{\frac{1}{\kappa\alpha-1}} \quad (\text{PS de court terme})}$$

Cette courbe de demande de travail est dite courbe PS de court terme car le niveau optimal de capital  $K_{jt}$  n'est pas encore pris en compte.

Ce niveau de capital est obtenu en maximisant  $\Pi(K_{jt})$  tout en tenant compte de la contrainte  $K_{j,t+1} = (1-\lambda)K_{jt} + I_{jt}$ .

L'application du théorème de l'enveloppe à  $\Pi(K_{jt})$  nous donne:

$$\Pi'(K_{jt}) = \frac{\partial \pi_{jt}(p_{jt}, K_{jt}, L_{jt})}{\partial K_{jt}} + 1 - \lambda = P_{va,t} \kappa(\theta - \alpha) K_{jt}^{\kappa(\theta-\alpha)-1} (A_t L_{jt})^{\kappa\alpha} + 1 - \lambda.$$

Par ailleurs, la condition du premier ordre

$$\frac{\partial \left[ \pi_{jt}(p_{jt}, K_{jt}, L_{jt}) - cI_{jt} + \frac{1}{1+r} \Pi(K_{j,t+1}) \right]}{\partial I_{jt}} = 0$$

impose  $\Pi'(K_{j,t+1}) = c(1+r)$ , donc également  $\Pi'(K_{jt}) = c(1+r)$ .

D'où:  $P_{va,t} \kappa(\theta - \alpha) K_{jt}^{\kappa(\theta-\alpha)-1} (A_t L_{jt})^{\kappa\alpha} = c(1+r) - (1-\lambda)$ .

En tenant compte du niveau optimal d'emploi, on obtient finalement l'expression du niveau optimal de capital:  $K_{jt}^{\frac{1-\kappa\theta}{1-\kappa\alpha}} = \frac{\kappa(\theta - \alpha) A_t^{\frac{\kappa\alpha}{1-\kappa\alpha}}}{c(1+r) - (1-\lambda)} \left( \frac{\kappa\alpha}{w_{jt}} \right)^{\frac{\kappa\alpha}{1-\kappa\alpha}} P_{va,t}^{\frac{1}{1-\kappa\alpha}}$

En substituant cette expression de capital dans la courbe de demande de travail et en utilisant la symétrie entre entreprises ( $w_{jt} = w_t$ ), on obtient une courbe PS de long terme:

$$\boxed{N_t(1 - u_t) = J \left( \frac{\kappa(\theta - \alpha)}{c(1+r) - (1-\lambda)} \right)^{\frac{\kappa(\theta-\alpha)}{1-\kappa\theta}} \left( \frac{\kappa\alpha}{w_t} \right)^{\frac{1-\kappa(\theta-\alpha)}{1-\kappa\theta}} A_t^{\frac{\kappa\alpha}{1-\kappa\theta}} P_{va,t}^{\frac{1}{1-\kappa\theta}} \quad (\text{PS de long terme})}$$

## Formation des salaires (courbe WS)

Comme précédemment, la négociation salariale entre l'entreprise et le groupe de travailleurs est modélisée par un marchandage qui se résume à la maximisation du critère de Nash généralisé.

L'entreprise disposant de la possibilité d'embaucher du personnel et de renouveler totalement ses effectifs à chaque période sans subir de coût, l'échec des négociations n'affecte pas ses profits futurs. Sa contribution au critère de Nash est donc égale à son excédent d'exploitation pour la période. En tenant compte de la demande de travail de l'entreprise en fonction du salaire négocié (voir *supra*), l'excédent d'exploitation s'écrit :

$$\begin{aligned}\pi_{jt}^*(K_{jt}) &= P_{va,t} K_{jt}^{\kappa(\theta-\alpha)} (A_t L_{jt})^{\kappa\alpha} - w_{jt} L_{jt} \\ &= (\kappa\alpha)^{\frac{\kappa\alpha}{1-\kappa\alpha}} (1-\kappa\alpha) K_{jt}^{\frac{\kappa(\theta-\alpha)}{1-\kappa\alpha}} \left(\frac{w_{jt}}{A_t}\right)^{\frac{\kappa\alpha}{\kappa\alpha-1}} P_{va,t}^{\frac{1}{1-\kappa\alpha}}\end{aligned}$$

Le niveau de capital est supposé déterminé à la date des négociations par le stock de capital et l'investissement de la période précédente. C'est pourquoi on n'utilise pas l'expression du niveau optimal de capital à long terme.

Le programme de Nash pour l'entreprise  $j$  s'écrit :

$$\text{Max}_{w_{jt}} (U_{e,j}^t - U_{0,j}^t)^\gamma \times \pi_{jt}^*(K_{jt}) = \text{Max}_{w_{jt}} (U_{e,j}^t - U_{0,j}^t)^\gamma \times w_{jt}^{\frac{\kappa\alpha}{\kappa\alpha-1}}$$

L'utilité de repli des travailleurs en cas d'échec de la négociation s'exprime, comme précédemment, en fonction de la probabilité de retrouver immédiatement un emploi ( $a_t$ ), de l'utilité intertemporelle associée ( $U_e^t$ ) et de l'utilité intertemporelle d'un individu tombant au chômage à la date  $t$  ( $U_u^t$ ) :

$$U_{0,j}^t = a_t U_e^t + (1 - a_t) U_u^t$$

En notant  $\beta = \frac{1}{1+r_{act}}$  le facteur d'actualisation psychologique des travailleurs,  $a_t$  la probabilité de transition du chômage vers l'emploi,  $b_t$  le taux de remplacement et  $W_t$  le coin salarial (supposé indépendant du salaire) à la date  $t$ , l'utilité intertemporelle d'un chômeur s'écrit :

$$U_u^t = b_t w W_t + \beta [a_{t+1} U_e^{t+1} + (1 - a_{t+1}) U_u^{t+1}]$$

En notant à nouveau  $q$  la probabilité qu'un employé quitte son entreprise d'une période à l'autre<sup>22</sup>, l'utilité d'un salarié de l'entreprise  $j$  à la date  $t$  est de la forme :

$$U_{e,j}^t = w_{jt} W_t + \beta [q (a_{t+1} U_e^{t+1} + (1 - a_{t+1}) U_u^{t+1}) + (1 - q) U_{e,j}^{t+1}]$$

On peut remarquer que  $a_t$  joue le même rôle que  $p_1$  en régime stationnaire (probabilité de transition du chômage vers l'emploi dans la partie 1.1). De même, l'analogue de  $p_2$  (probabilité de transition de l'emploi vers le chômage) est ici  $q \times (1 - a_t)$ .

Enfin, on note  $U_e^t$  la moyenne de  $U_{e,j}^t$  sur l'ensemble des  $J$  entreprises.

L'utilité  $U_{e,j}^t$  s'écrivant comme la somme du pouvoir d'achat courant  $w_{jt} W_t$  et d'un terme tourné vers l'avant, la contribution  $(U_{e,j}^t - U_{0,j}^t)$  des travailleurs au critère de Nash peut se mettre sous la forme  $(w_{jt} + \chi_{jt}) W_t$  et  $\chi_{jt}$  ne dépend pas de  $w_{jt}$ .

Le programme de Nash a alors une forme simplifiée :

$$\text{Max}_{w_{jt}} \gamma \times \log [(w_{jt} + \chi_{jt}) W_t] - \frac{\kappa\alpha}{1 - \kappa\alpha} \times \log w_{jt}$$

On obtient la condition du premier ordre en dérivant par rapport à  $w_{jt}$  :

$$\frac{\gamma}{w_{jt} + \chi_{jt}} - \frac{\kappa\alpha}{1 - \kappa\alpha} \frac{1}{w_{jt}} = 0$$

22. Pour plus de simplicité, cette probabilité est considérée comme exogène et constante.

En utilisant l'identité  $w_{jt} + \chi_{jt} \equiv \frac{U_{e,j}^t - U_{0,j}^t}{W_t}$ , on en déduit :

$$U_{e,j}^t - U_{0,j}^t = \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} w_{jt} W_t$$

En remplaçant  $U_{0,j}^t$  par  $a_t U_e^t + (1 - a_t) U_u^t$  et en prenant la moyenne sur l'ensemble des entreprises, on obtient l'écart d'utilité entre un employé et un chômeur en fonction du salaire moyen dans l'économie :

$$U_e^t - U_u^t = \frac{1}{1 - a_t} \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} w_t W_t$$

Il y a donc d'autant plus d'utilité à être employé que le salaire moyen est élevé et que l'emploi est sûr (probabilité de transition de l'emploi vers le chômage  $(1 - a_t)$  faible), ce qui est conforme à l'intuition.

De manière analogue, on peut écrire la différence d'utilité entre un employé de l'entreprise  $j$  et un chômeur :

$$U_{e,j}^t - U_u^t = (U_{e,j}^t - U_{0,j}^t) + a_t (U_e^t - U_u^t) = \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} \left( w_{jt} + \frac{a_t}{1 - a_t} w_t \right) W_t.$$

Comme on pouvait s'y attendre, l'écart d'utilité s'accroît avec le salaire versé par l'entreprise  $j$  mais également avec le salaire moyen dans l'économie.

Par ailleurs, qu'il s'agisse de l'emploi en général ou de l'emploi dans l'entreprise  $j$ , la différence d'utilité avec la situation de chômage est d'autant plus importante que l'économie est proche de la concurrence parfaite ( $\kappa \rightarrow 1$ ). En effet, c'est dans ce cas que les entreprises versent la plus grande part de la valeur ajoutée aux salariés.

On peut obtenir une seconde expression de  $U_{e,j}^t - U_u^t$  en utilisant la définition intertemporelle des utilités :

$$\begin{aligned} U_{e,j}^t - U_u^t &= (w_{jt} - b_t w_t) W_t + \beta(1 - q) [a_{t+1}(U_u^{t+1} - U_e^{t+1}) - (U_{e,j}^{t+1} - U_u^{t+1})] \\ &= (w_{jt} - b_t w_t) W_t + \beta(1 - q) [U_{e,j}^{t+1} - U_{0,j}^{t+1}] \\ &= (w_{jt} - b_t w_t) W_t + \beta(1 - q) \times \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} w_{j,t+1} W_{t+1} \end{aligned}$$

La résolution du système

$$\begin{cases} U_{e,j}^t - U_u^t = \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} \left( w_{jt} + \frac{a_t}{1 - a_t} w_t \right) W_t \\ U_{e,j}^t - U_u^t = (w_{jt} - b_t w_t) W_t + \beta(1 - q) \times \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} w_{j,t+1} W_{t+1} \end{cases}$$

nous donne finalement le salaire négocié dans l'entreprise  $j$  à la date  $t$  :

$$w_{jt} = \frac{1}{1 - \mu} \left( b_t + \mu \frac{a_t}{1 - a_t} \right) w_t - \beta(1 - q) \frac{\mu}{1 - \mu} \frac{W_{t+1}}{W_t} w_{j,t+1}$$

avec  $\mu = \gamma \frac{1 - \kappa\alpha}{\kappa\alpha} \in [0; +\infty[$ <sup>23</sup>

Ce salaire dépend positivement du salaire moyen dans l'économie et du taux de remplacement des allocations chômage. De manière compréhensible, des revenus alternatifs élevés exercent une pression à la hausse sur les négociations salariales dans l'entreprise  $j$ . En revanche, une hausse du salaire anticipé pour  $t + 1$  abaisse le niveau de salaire négocié en  $t$ . Cet effet est d'autant plus important que les travailleurs ont un taux d'actualisation psychologique ( $\beta$ ) élevé, une probabilité élevée de rester dans la même entreprise aux deux dates ( $q$  faible) ou qu'ils anticipent une baisse

23. De même,  $\frac{1}{1 - \mu}$  et  $\frac{\mu}{1 - \mu}$  sont positifs si le degré de concurrence est suffisamment élevé ( $\kappa > \frac{1}{\alpha(1 + \gamma)}$ ).

du coin salarial ( $\frac{W_{t+1}}{W_t} > 1$ ). Si une hausse du salaire anticipé compense une modération salariale à la date  $t$ , les travailleurs peuvent en effet obtenir la même utilité intertemporelle, ce qui détermine l'issue de la négociation.

Par symétrie entre les entreprises,  $w_{jt} = w_t$ , ce qui permet d'écrire l'équation d'évolution du salaire moyen d'une période à l'autre :

$$\beta(1-q)\frac{w_{t+1}}{w_t} = \frac{W_t}{W_{t+1}} \left[ \frac{1}{1-a_t} - \frac{1}{\mu}(1-b_t) \right]$$

Une équation retraçant l'évolution du nombre de chômeurs d'une période à l'autre permet finalement d'exprimer  $a_t$  en fonction des taux de chômage  $u_t$  et  $u_{t-1}$ , et d'obtenir la courbe WS. Les chômeurs de la période  $t$  correspondent à la fraction  $1-a_t$  des chômeurs de la période  $t-1$ , des nouveaux arrivants dans la population active qui ne retrouvent pas d'emploi en  $t$  et des travailleurs dont l'emploi a été détruit entre  $t-1$  et  $t$ , et :

$$N_t u_t = (1-a_t) [u_{t-1} N_{t-1} + (N_t - N_{t-1})] + q(1-u_{t-1}) N_{t-1}$$

En notant  $n$  le taux de croissance démographique, on en déduit :

$$\frac{1}{1-a_t} = \frac{(1-q)u_{t-1} + n + q}{(1+n)u_t}$$

La courbe WS s'écrit alors :

$$\boxed{\beta(1-q)\frac{w_{t+1}}{w_t} = \frac{W_t}{W_{t+1}} \left[ \frac{(1-q)u_{t-1} + n + q}{(1+n)u_t} - \frac{1}{\mu}(1-b_t) \right]} \quad (\text{WS})$$

## Détermination du chômage d'équilibre

Le taux de chômage d'équilibre se déduit de l'intersection des courbes WS et PS de long terme. Si l'on réécrit WS en  $t+1$  on obtient :

$$\beta(1-q)\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}} = \frac{W_{t+1}}{W_{t+2}} \left[ \frac{(1-q)u_t + n + q}{(1+n)u_{t+1}} - \frac{1}{\mu}(1-b_{t+1}) \right]$$

Et en notant  $g_{j,t}$  le taux de croissance de la variable  $j$  entre  $t$  et  $t+1$ , on obtient :

$$\beta(1-q)(1+g_{w,t+1})(1+g_{W,t+1}) = \frac{(1-q)u_t + n + q}{(1+n)u_{t+1}} - \frac{1}{\mu}(1-b_{t+1})$$

L'état stationnaire est alors défini par  $u_{t+1} = u_t = u^*$ ,  $b_{t+1} = b$ , et  $g_{j,t+1} = g_{j,t} = g_j$ , ce qui nous donne finalement :

$$\boxed{u^* = \frac{n+q}{(1+n) \left[ \beta(1-q)(1+g_w)(1+g_W) + \frac{1}{\mu}(1-b) \right] - (1-q)}} \quad (\text{WS}')$$

Le taux de chômage d'équilibre dépend alors positivement du pouvoir de négociation des insiders ( $\mu$ ) et du taux de remplacement ( $b$ ), et négativement du facteur d'escompte des individus ( $\beta$ ), et des taux de croissance des salaires ( $g_w$ ) et du coin salarial ( $g_W$ ).

Notons également que le taux de croissance des salaires  $g_w$  qui influence le niveau de chômage d'équilibre se déduit lui-même de la courbe PS de long terme. En effet, si l'on réécrit cette relation en  $t+1$  et qu'on divise membre à membre avec la relation écrite en  $t$ , on obtient alors :

$$(1+n)\frac{1-u_{t+1}}{1-u_t} = (1+g_{w,t})^{-\frac{1-\kappa(\theta-\alpha)}{1-\kappa\theta}} (1+g_{A,t})^{\frac{\kappa\alpha}{1-\kappa\theta}} (1+\pi_{va,t})^{\frac{1}{1-\kappa\theta}},$$

avec  $\pi_{va}$  l'inflation des prix à la production entre  $t$  et  $t+1$ .

A l'état stationnaire ( $u_{t+1} = u_t = u^*$ ,  $g_{j,t} = g_j$ ,  $\pi_{va,t} = \pi_{va}$ ), la relation précédente nous donne :

$$\boxed{(1 + g_w) = (1 + n)^{\frac{\kappa\theta - 1}{1 - \kappa(\theta - \alpha)}} (1 + g_A)^{\frac{\kappa\alpha}{1 - \kappa(\theta - \alpha)}} (1 + \pi_{va})^{\frac{1}{1 - \kappa(\theta - \alpha)}}} \quad (gPS)$$

Le taux de croissance des salaires dépend alors négativement du taux de croissance de la population active ( $n$ ), et positivement du taux de croissance du progrès technique ( $g_A$ ) ainsi que du taux de croissance des prix à la production ( $\pi_{va}$ ).

Le taux de chômage d'équilibre qui ne dépend que des exogènes se calcule en substituant (gPS) dans (WS'), soit :

$$\boxed{u^* = \frac{n + q}{(1 - q) \left[ \beta(1 + g_w) [(1 + n)^{\kappa\alpha} (1 + g_A)^{\kappa\alpha} (1 + \pi_{va})]^{\frac{1}{1 - \kappa(\theta - \alpha)}} - 1 \right] + \frac{1}{\mu} (1 + n)(1 - b)}}$$

Le chômage d'équilibre tend à décroître lorsque l'inflation des prix à la production ( $\pi_{va}$ ) s'élève. Ce résultat permet de faire le lien avec une analyse du type courbe de Phillips mais il a été obtenu par un raisonnement différent. La phase de négociations salariales et l'élaboration de la courbe de salaire à partir de déterminants microéconomiques constituent l'originalité essentielle de l'approche WS-PS. Néanmoins, lorsque les agents prennent leurs décisions dans un cadre dynamique, c'est le taux de croissance du salaire nominal ou bien le niveau de ce salaire en fonction du niveau de salaire futur qui est déterminé au cours des négociations. Le résultat présente alors des caractéristiques communes entre les approches du type WS-PS et celles du type courbe de Phillips.

# Partie 2 : Estimations des modèles théoriques

Cette partie doit nous permettre de vérifier la pertinence empirique de notre modèle théorique en estimant les relations WS et PS. Les résultats précédents ne sont utilisés que dans la mesure où ils nous donnent une liste de déterminants potentiels du chômage. Les relations entre ces variables sont déterminées dans un modèle vectoriel à correction d'erreur et les relations de long terme de ce VECM sont ensuite identifiées aux équations WS et PS qui nous permettent de donner une estimation du taux de chômage d'équilibre français entre 1970 et 1996. Toutes les estimations économétriques sont menées avec le logiciel E-Views 4.1.

## 2.1 Choix des variables et description de la base de données

*Remarque préliminaire :* L'évaluation empirique du chômage d'équilibre se heurte à un déficit de données. Certains déterminants mis en évidence dans les modèles de type WS-PS ne sont pas directement observables et ne figurent par conséquent dans aucune base existante (ex: pouvoir de négociation syndical, aversion pour le risque des salariés, taux d'escompte psychologique...). D'autres déterminants théoriques du chômage d'équilibre peuvent être observés de manière plus ou moins directe, mais ne font pas l'objet de séries statistiques standardisées (taux de remplacement, progressivité du coin salarial...). Face à ce déficit de données, nous avons essayé d'utiliser des indicateurs rendant compte de la réalité que nous voulions mesurer. Si certains proxys peuvent paraître assez frustes, ils n'en apportent pas moins une information permettant de mieux appréhender l'évolution du marché du travail. L'annexe C présente l'ensemble des variables utilisées, ainsi que leur évolution sur la période 1970-1996.

### 2.1.1 Les déterminants des prix : degré de concurrence sur le marché des biens, durée du travail, taux de croissance de la Productivité Globale des Facteurs et taux d'intérêt réel

Les données de base sont le salaire brut, les prix, la valeur ajoutée et le taux de chômage. Ce dernier est défini au sens du Bureau International du Travail<sup>24</sup> et a été collecté sur le site de l'OCDE. Les séries permettant de mesurer le salaire brut moyen, ainsi que les prix de production et de consommation, proviennent directement des comptes trimestriels calculés par l'INSEE sur le champ des Secteurs Marchands Non Agricoles (SMNA).

En faisant l'hypothèse que la fonction de production agrégée est du type Cobb-Douglas et que la concurrence sur le marché des biens est monopolistique, le partage de la valeur ajoutée à l'équilibre ne doit dépendre que de  $\kappa$  et du paramètre  $\alpha$  de la fonction de production (cf. Modèle statique minimal 1.1). A une constante près,  $\kappa$  correspond à la part des salaires dans la valeur ajoutée ( $\frac{wL}{pY}$ ),

---

24. Un chômeur, au sens du BIT (1982), est un individu (1) qui est totalement sans travail, (2) disponible pour travailler et (3) qui recherche activement un emploi. Ces trois conditions sont cumulatives et plus restrictives que la définition retenue par l'ANPE.

donnée chaque année par la comptabilité nationale.

Néanmoins, la relation  $\frac{wL}{pY} = \alpha\kappa$  n'est valable qu'à long terme et en absence de chocs. A l'échelle de nos estimations économétriques, la répartition de la valeur ajoutée est certes influencée par le degré de concurrence sur le marché des biens, mais elle dépend également du prix de l'énergie, du coût du capital et des tensions sur l'outil de production, comme l'ont mis en évidence Baghi, Cette et Sylvain [2003]. L'utilisation d'une série retraçant l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée comme approximation du degré de concurrence sur le marché des biens (*kappa*) présente donc des inconvénients et nous devons en tenir compte dans l'interprétation de nos résultats.

Pour mesurer la durée du travail, nous avons utilisé l'indicateur synthétique calculé par la Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques (DARES) sur le champ SMNA (cf. Chouvel *et alii* [1996]) qui permet notamment de prendre en compte le travail à temps partiel, les heures supplémentaires et le recours au chômage partiel. Cet indicateur baisse au cours des années quatre-vingt-dix, assez fortement après 1993, du fait d'une diffusion accélérée du travail à temps partiel. Il semble plus proche de la durée moyenne réellement accomplie eu égard aux indicateurs traditionnels<sup>25</sup>.

Conformément au modèle de croissance néoclassique, le taux de croissance de long terme de la productivité apparente du travail est égal à celui de la PGF. Afin de tenir compte de l'évolution de la durée moyenne du travail et du développement du temps partiel depuis 1970, nous utilisons la série de productivité horaire fournie par la comptabilité nationale. Sa tendance de long terme est obtenue grâce à un filtre de Hodrick-Prescott. Le taux de croissance annuel de la PGF est finalement assimilé à celui de la productivité horaire du travail à long terme.

Enfin, le taux d'intérêt réel est le prix des obligations publiques et semi-publiques (Obligations Assimilables à des Bonds du Trésor) à 10 ans.

### 2.1.2 Les déterminants des salaires : coin salarial et taux de remplacement

Le coin salarial tout d'abord exprime en niveau l'écart entre ce que perçoit le salarié et ce que paye réellement l'employeur. Il est égal au rapport du coût du travail réel (salaire "super brut") au pouvoir d'achat du salaire net de tous prélèvements<sup>26</sup>. On l'obtient grâce aux taux de cotisations sociales tirés des barèmes sociaux appliqués au salaire moyen, compte tenu de l'évolution du plafond de la sécurité sociale. En théorie, seuls les prélèvements qui ne sont pas considérés par les salariés comme des contreparties de prestations ou des revenus différés, exercent une pression à la hausse sur le coût du travail et le chômage d'équilibre, mais nous négligeons cet effet.

Le taux de remplacement ensuite se définit comme le rapport de deux espérances. Au numérateur, on mesure la somme des flux de revenus (futurs) nets actualisés d'un salarié qui vient de perdre son emploi que l'on rapporte, au dénominateur, à l'espérance de la somme de flux de revenus (futurs) nets actualisés d'un salarié qui conserve le sien. Si la définition théorique du concept semble assez claire, sa mesure, en pratique, pose problème<sup>27</sup>. L'indicateur synthétique proposé par l'OCDE que

25. Contrairement à l'indicateur utilisé par la DARES, la durée du travail mesurée avec l'enquête ACEMO (Activité et Conditions d'Emploi de la Main-d'Oeuvre), qui est utilisée dans les comptes trimestriels, est très stable dans les années quatre-vingt-dix. La différence tient essentiellement à la prise en compte du développement du travail à temps partiel qui a été favorisé sur la période récente par des aides spécifiques de l'Etat (abattement forfaitaire des cotisations sociales pour partage au temps partiel, modalités de l'allègement des charges sociales sur les bas salaires qui encourageaient fortement le temps partiel).

26. Il se compose notamment des termes de l'échange intérieur (qui sont le rapport des prix de consommation aux prix de production) et du coin fiscal social, qui est lui-même composé du coin social (taux de cotisations sociales salariés et employeurs) et du coin fiscal (TVA et taux d'imposition sur le revenu).

27. En effet, mesurer le taux de remplacement suppose de tenir compte de plusieurs facteurs (probabilités de transition entre l'état d'employé et celui de chômeur, choix d'un taux d'actualisation, montant et durée d'indemnisation à retenir...). De manière extrêmement simplifiée, le taux de remplacement peut être calculé en rapportant le niveau moyen des allocations chômage au salaire net moyen. Mais il fait alors abstraction de nombreuses caractéristiques du marché du travail (durée du chômage, probabilités futures d'un individu d'être salarié, chômeur ou inactif...), du

nous avons retenu dans notre étude correspond à la moyenne des taux de remplacement des prestations de chômage pour deux niveaux de rémunération (salaire de l'ouvrier moyen, deux tiers du salaire de l'ouvrier moyen...), trois situations de famille (célibataire, couple avec conjoint qui travaille, couple avec conjoint sans travail) et trois durées de chômage (1 an, 2-3 ans et 4-5 ans). Cette approche, comme le soulignent L'Horty et Thibault [1998], tend très certainement à sous-estimer le taux de remplacement réel, mais elle a le mérite à notre sens de ne pas introduire de brusques sauts dans la série en respectant un principe de permanence des méthodes.

### 2.1.3 Prise en compte de l'hétérogénéité des travailleurs : progressivité du coin salarial et indicateurs de mismatch

La progressivité du coin salarial (*progcoin*) est ici calculée en appliquant l'indicateur de progressivité résiduelle proposé par Jakobsson [1976]. Le calcul effectué par L'Horty, Méary, Sobczak [1994] a été actualisé en conservant l'hypothèse que 69 % des salariés sont rémunérés en deçà du plafond de la sécurité sociale. La progressivité des cotisations salariés et celle des cotisations employeurs sont calculées séparément et leur somme donne l'indicateur agrégé.

Pour évaluer le mismatch qui mesure l'inadéquation entre offre et demande de travail, deux indicateurs ont été retenus. Bien que nous n'ayons pris en compte, dans notre modèle théorique, que l'inadéquation provenant de l'inefficacité du processus d'appariement entre les chômeurs et les postes vacants, celle-ci peut avoir d'autres déterminants tels que l'asymétrie d'information, l'hétérogénéité des travailleurs ou leur insuffisante mobilité, professionnelle ou géographique. Le premier indicateur de mismatch (mm) est obtenu en prenant la demi variance des taux de chômage relatifs par qualification dont une lecture théorique a été donnée par Jackman, Layard et Savouri [1991]<sup>28</sup>. Le calcul utilise les séries annuelles de taux de chômage tirées de l'Enquête Emploi et prolonge les travaux de Lescure et L'Horty [1994]. Le second indicateur (mms), inspiré de l'article de Sneessens [1994], est obtenu en rapportant la part des travailleurs qualifiés dans l'emploi à celle qu'ils occupent dans la population active. L'objectif est de mesurer l'inadéquation entre qualifications demandées et qualifications offertes et d'examiner l'effet d'une pénurie de main d'oeuvre sur l'emploi. Ce serait cette pénurie de travailleurs qualifiés qui serait à l'origine, selon Sneessens [1994], de l'envolée structurelle du chômage européen. L'intuition est qu'il y a d'autant plus de mésappariement sur le marché du travail que les travailleurs qualifiés sont surreprésentés / sousreprésentés dans l'emploi.

### La base de données utilisée et la signification des variables

La base de données comporte au total quatorze séries trimestrielles. Elle concerne les secteurs marchands non agricoles (SMNA) et s'étend de 1970-1 à 1996-4<sup>29</sup>. Lorsque les séries dont nous disposions étaient annuelles, nous avons affecté la même valeur à chacun des trimestres. Les séries présentent alors des palliers mais nous évitons ainsi une trimestrialisation arbitraire. La signification de chacune des variables est donnée dans le tableau 2.1. Précisons également que, dans nos estimations, ces variables sont prises en logarithme à l'exception du taux d'intérêt réel et de l'inflation des prix de production qui peuvent être positifs ou négatifs.

---

système de prestations chômage (montant des allocations versées, existence de plafonds, degré de dégressivité, durée de versements...) et plus généralement de l'ensemble des prestations sociales (aides sociales, allocations logement, assurance médicale, aides "à la garde d'enfants"...). Pour une étude exhaustive sur la question, on pourra se référer à l'article de Laffargue et Thibault [2001]. La mesure du taux de remplacement est d'autant plus problématique que, dans les modèles de type WS PS, son niveau et son évolution déterminent en grande partie le niveau du chômage d'équilibre. Dans les modèles théoriques précédents, nous avons notamment pu constater une extrême sensibilité du chômage d'équilibre à la valeur du taux de remplacement (cf. annexe D).

28. Lorsque les courbes de salaires sont convexes, une dispersion plus forte des taux de chômage induit une pression à la hausse sur les salaires qui conduit à un taux de chômage d'équilibre plus élevé.

29. Les graphiques de chaque série sont regroupés dans l'annexe C.

Variable	Signification	Unité
$u$	Taux de chômage (BIT)	%
$w - p$	Salaire horaire	F/h
$(w - p)_{heβδο}$	Salaire horaire hebdomadaire	F/semaine
$h$	Heures travaillées	h/semaine
$pc - p$	Différentiel entre prix à la consommation et prix de production	Base 1 en 1980
$mm$	Mismatch (Lescure-L'Horthy)	%
$mms$	Mismatch (Sneessens)	%
$piva$	Inflation des prix de production	%
$kappa$	Intensité de la concurrence	%
$coins$	Coin Salarial	base 1 = salaire brut moyen
$progcoin$	Progressivité du coin salarial	%
$pgf$	Taux de croissance de la productivité globale des facteurs	%
$tr$	Taux de remplacement	%
$r$	Taux d'intérêt réel	%

TAB. 2.1 – Variables utilisées dans les estimations

## 2.2 Tests de racine unitaire

Avant toute estimation, il convient de déterminer l'ordre d'intégration de toutes les variables utilisées dans nos modèles. En effet, les estimations ne peuvent s'effectuer que sur des variables possédant le même ordre d'intégration. Dans le cas où les variables sont  $I(0)$ , les méthodes usuelles d'économétrie (type MCO) suffisent en général pour estimer les modèles. On utilise alors un modèle de type VAR en niveau. En revanche, dans le cas de variables  $I(1)$ , on doit distinguer deux cas :

-Si la dimension de l'espace de cointégration est nulle, on utilise un modèle VAR en différences premières.

-S'il existe une(des) relation(s) de cointégration, on estime un modèle à correction d'erreur (VECM) à  $p$  retards de la forme :

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \Phi(D_t) + \varepsilon_t$$

où  $\alpha \beta' Y_{t-1}$ , fondé sur les relations de long terme entre les endogènes, est le terme de correction d'erreur,  $\sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j}$  correspond à la dynamique de court-terme,  $\Phi(D_t)$  rassemble les termes déterministes (constante, trend linéaire, variables saisonnières...), et  $\varepsilon_t$  est le résidu vectoriel. Les  $\beta_j$  colonnes de la matrice  $\beta$  sont appelés vecteurs de cointégration, ce qui veut dire que les combinaisons linéaires  $\beta_j' Y_t$  sont stationnaires alors même que chacune des variables de  $Y_t$  ne l'est pas individuellement. La matrice  $\alpha$ , quant à elle, correspond aux poids associés aux combinaisons  $\beta_j' Y_t$  dans chaque équation du VECM.

Dans toute la suite, nous nous intéresserons essentiellement aux relations de long terme, définies par la matrice  $\beta$ .

## Résultats des tests de racine unitaire

Les tests usuels de racine unitaire étant relativement peu puissants, il convient d'en effectuer plusieurs afin de minimiser le risque d'une mauvaise conclusion. Nous avons donc effectué les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron, celui-ci étant moins sensible aux ruptures de tendance dans les séries. Ces deux tests sont basés sur l'hypothèse nulle de non stationnarité. Nous avons également mis en oeuvre le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS), plus puissant que les deux tests précédents, mais basé quant à lui sur l'hypothèse nulle de stationnarité

des séries.

La non stationnarité peut être due à la présence d'un trend déterministe, ou d'une composante de type marche aléatoire dans le processus de génération des données. Dans toute la suite nous adoptons les notations suivantes :

$$Y_t \sim I(0) + C \text{ si } y_t = y_0 + \Psi(L)\varepsilon_t, \text{ avec } \Psi(1) \neq 0$$

$$Y_t \sim I(1) \text{ si } y_t = \frac{\Psi(L)}{1-L}\varepsilon_t, \text{ avec } \Psi(1) \neq 0$$

$$Y_t \sim I(1) + C \text{ si } y_t = y_0 + \frac{\Psi(L)}{1-L}\varepsilon_t, \text{ avec } \Psi(1) \neq 0$$

$$Y_t \sim I(1) + T \text{ si } y_t = y_0 + \alpha t + \frac{\Psi(L)}{1-L}\varepsilon_t, \text{ avec } \Psi(1) \neq 0$$

et où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc.

La méthodologie utilisée pour la mise en oeuvre de ces tests est celle proposée par Hamilton [1994]:<sup>30</sup>

- On détermine graphiquement si on se trouve dans le cas avec Trend ou avec Constante.
- On effectue un premier test sur la variable en niveau.
  - Si l'hypothèse de non stationnarité n'est pas rejetée, on regarde la statistique de Fisher pour tester la significativité jointe des coefficients et vérifier que l'inclusion d'un trend ou d'une constante sous  $H_0$  est justifiée. On effectue ensuite le même test sur la série différenciée. Si l'hypothèse de non stationnarité est rejetée, on conclut au cas I(1). Sinon on effectue à nouveau le test sur la série différenciée deux fois.
  - Si l'hypothèse de non stationnarité est rejetée on conclut au cas I(0).

		ADF <sup>a</sup>	Phillips-Perron <sup>b</sup>	KPSS <sup>c</sup>
<i>coins</i>	coin salarial	I(1)+C	I(1)+C	I(1)
<i>progcoin</i>	progressivité du coin salarial	I(1)+T? <sup>d</sup>	I(1)+C	I(1)
<i>h</i>	heures travaillées	I(1)	I(1)+C	I(1)
<i>mm</i>	mismatch (Lescure-L'Horty)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>mms</i>	mismatch (Sneessens)	I(1)?	I(1)	I(1)
<i>tr</i>	taux de remplacement	I(1)	I(1)	I(1)
<i>u</i>	taux de chômage	I(1)+C	I(1)+C	I(1)
<i>w - p</i>	salaire réel horaire	I(1)+T	I(1)+T	I(1)
<i>(w - p)<sub>hebdo</sub></i>	salaire réel hebdomadaire	I(1)+T	I(1)+T	I(1)
<i>piva</i>	inflation des prix de production	I(1)	I(0)+C	I(1)
<i>r</i>	taux d'intérêt réel	I(1)	I(1)	I(1)
<i>kappa</i>	degré de concurrence	I(1)	I(1)	I(0)+C?
<i>pc - p</i>	différentiel prix de consommation			
	-prix de production	I(1)	I(1)	I(0)+C
<i>pgf</i>	taux de croissance de la PGF	I(1)?	I(1)?	I(1)?

TAB. 2.2 – Tests de racine unitaire

<sup>a</sup> Sélection du nombre de retards optimal déterminée avec le critère d'information de Schwartz (asymptotiquement convergent)

<sup>b</sup> Méthode basée sur un estimateur de Newey-West de la variance de long terme

<sup>c</sup> Même méthode d'estimation de la variance de long terme que pour le test de Phillips-Perron

<sup>d</sup> Le “?” indique une difficulté dans les conclusions des tests. Outre la puissance des tests qui peut être insuffisante, le faible nombre de points de notre échantillon (108) ne permet pas toujours de bien distinguer entre plusieurs cas de figure.

<sup>30</sup>. On présente ici le cas d'un test où l'hypothèse nulle est celle de non stationnarité. Dans le cas contraire, une méthodologie analogue peut tout de même s'appliquer

Les tests de racine unité sont présentés dans le tableau 2.2<sup>31</sup>. Ceux-ci nous amènent au moins dans deux cas sur trois au cas I(1). On pourra donc utiliser toutes les variables dans les estimations de relations de cointégration.

### 2.3 Estimations des modèles par la méthode de Johansen

La première étape consiste à déterminer le nombre de relations de cointégration qui interviennent entre nos variables. Elle est un préalable à l'estimation de tout modèle à correction d'erreur et constitue dans notre cas un critère de sélection des variables qui seront finalement retenues. En effet, notre stratégie d'estimation du chômage d'équilibre repose sur l'identification d'exactly deux relations de cointégration. Par ailleurs le modèle doit absolument faire intervenir certaines variables qui permettront l'identification économique de WS et PS, ainsi que des variables de l'étude théorique, dont nous souhaitons tester la pertinence. Il s'agit du salaire réel hebdomadaire  $w - p_{hebd}$  ou horaire  $w - p$ , du chômage  $u$ , du taux de remplacement  $tr$ , du degré de concurrence sur le marché des biens  $\kappa$ , de l'inflation des prix de production  $piva$ , et des heures travaillées  $h$ .

En tenant compte de toutes ces contraintes, on se heurte à de nombreuses difficultés d'estimation. Celles-ci peuvent apparaître lors de la détermination du nombre de relations de cointégration (trop élevé en général si l'on utilise plus de 7 ou 8 variables explicatives), sur la significativité des coefficients de la matrice  $\beta$  définissant les relations de long terme (où, dans certains cas, même les coefficients associés au salaire ou au chômage ne sont pas significativement différents de 0), sur les signes des coefficients estimés qui doivent être interprétables économiquement (on s'attend au moins à avoir des signes opposés pour le chômage dans les deux relations PS et WS), ou encore sur les propriétés des résidus (censés être normaux, homoscedastiques, et non autocorrélés).

Après de nombreuses estimations infructueuses, nous avons retenu trois modèles pour la détermination du chômage d'équilibre. Le premier fait intervenir le salaire réel hebdomadaire  $(w - p)_{hebd}$ , le taux de chômage  $u$ ,  $kappa$ ,  $tr$ , l'inflation des prix de production  $piva$ , et le niveau du coin salarial  $coins$ . Dans le deuxième, on remplace  $kappa$  par le différentiel entre les prix à la consommation et les prix à la production  $pc - p$ , et le taux d'intérêt réel  $r$ , et on rajoute le mismatch (version L'Horty-Lescure [1994])  $mm$ . Enfin le troisième modèle comprend  $w - p$ ,  $u$ ,  $tr$ ,  $h$ ,  $pc - p$ ,  $coins$ , et l'indicateur de mismatch de Sneessens [1994]  $mm_s$ .

La méthode utilisée repose sur les tests de la valeur propre maximale et de la trace proposés par Johansen [1995].

Ils nécessitent tout d'abord de déterminer le nombre de retards optimal du VECM. En effet, un nombre de retards trop petit conduit à sous estimer le nombre de relations de cointégration, tandis qu'un nombre de retards trop grand conduit à le surestimer. On utilise ici les critères de sélection de Schwartz et Hannan-Quinn appliqués à un modèle VAR (tableau 2.3). Ces critères sont asymptotiquement convergents vers le nombre de retards optimal.

Retards	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	SC	HQ	SC	HQ	SC	HQ
0	-23.17	-23.26	-15.42	-15.24	-33.28	-33.39
1	<b>-36.07</b>	-36.718	<b>-32.46</b>	-33.33	<b>-50.00</b>	-50.86
2	-35.61	<b>-36.82</b>	-32.29	<b>-33.92</b>	-49.91	<b>-51.54</b>
3	-34.58	-36.35	-31.04	-33.43	-48.36	-50.75
4	-33.58	-35.91	-29.54	-32.69	-47.03	-50.17
5	-32.96	-35.84	-28.56	-32.47	-46.28	-50.19

TAB. 2.3 – Valeurs des critères de sélection du nombre de retards

31. Rappel : toutes les variables sont en logarithme à l'exception de  $r$  et  $piva$

Une autre méthode, utilisée à titre de vérification, consiste à effectuer des tests de Fisher successifs de significativité du dernier retard introduit dans le modèle. Pour les trois modèles, on trouve un nombre optimal de deux retards à introduire dans le VAR selon le critère de Hannan-Quinn. La forme VECM correspondante doit donc faire apparaître un retard pour chaque variable. En suivant le critère de Schwartz, nous aurions introduit un retard de moins. Ce sont les tests de spécification des modèles qui permettront finalement de valider le choix fait à ce stade.

La statistique de la trace est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle  $H_0(r)$  "il existe au plus  $r$  relations de cointégration" contre l'hypothèse alternative  $H_a(n)$  "il existe  $n$  relations de cointégration",  $n$  étant la dimension du modèle vectoriel estimé, l'hypothèse alternative signifie que la matrice  $\alpha\beta'$  est de plein rang.

La statistique  $\xi_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \widehat{\lambda}_i)$  permet de tester la nullité des  $(n - r)$  plus petites valeurs propres, les  $\{\widehat{\lambda}_i\}_{i=r+1 \dots p}$  étant les  $(p - r)$  plus petites corrélations canoniques empiriques.

La statistique de la valeur propre maximale est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle  $H_0(r)$  "il existe au plus  $r$  relations de cointégration" contre l'hypothèse alternative  $H_a(r + 1)$  "il existe  $r + 1$  relations de cointégration".

La statistique  $\xi_{\lambda_{max}} = -T \times \log(1 - \widehat{\lambda}_{r+1})$  permet de tester la nullité de la  $(r + 1)^{ième}$  corrélation canonique empirique.

Les deux tests sont menés de manière séquentielle descendante, en commençant par tester le plus grand nombre de relations de cointégration (tableaux 2.4 et 2.5).

Les lois asymptotiques de ces deux statistiques sous  $H_0(r)$  sont non standards et dépendent notamment de la présence d'une constante ou d'un trend dans les relations de long terme éventuelles. Les résultats que nous présentons ne font apparaître ni constante ni trend dans les relations de cointégration. Cette spécification est satisfaisante pour le nombre de relations de cointégration à retenir dans les trois modèles considérés, et elle permet d'estimer le chômage d'équilibre à partir de variables endogènes uniquement.

Nombre de relations de cointégration	$\xi_{trace}$ modèle 1	$\xi_{trace}$ modèle 2	$\xi_{trace}$ modèle 3
0	84.22 (R**) <sup>a</sup>	214.50 (R**)	155.66 (R**)
au plus 1	40.88 (R*)	145.75 (R**)	85.93 (R*)
au plus 2	21.49 (NR)	92.05 (R**)	56.73 (NR)
au plus 3	6.27 (NR)	62.74 (R*)	35.81 (NR)
au plus 4	0.03 (NR)	36.31 (NR)	18.97 (NR)
au plus 5	X	22.35 (NR)	7.95 (NR)
au plus 6	X	10.18 (NR)	0.16 (NR)
au plus 7	X	0.01 (NR)	X

TAB. 2.4 – tests de la trace pour le rang de cointégration

<sup>a</sup> R\*\* : rejeté à 1%, R\* : rejeté à 5%, NR : non rejeté

Quel que soit le modèle, au moins un des deux tests indique la présence de deux relations de cointégration entre les variables endogènes. Notons par ailleurs que ces tests ne sont convergents qu'asymptotiquement, ce qui peut être problématique dans notre cas où nous n'avons que 108 points. Nous avons donc choisi de conserver un modèle à ce stade dès lors qu'un des deux tests indiquait la présence de deux relations de cointégration.

Dans les trois cas, le modèle à correction d'erreur est donc estimé avec un seul retard et un espace de cointégration de dimension 2. Il s'agit ensuite de tester dans chacun des modèles si les variables

Nombre de relations de cointégration	$\xi_{\lambda \max}$ modèle 1	$\xi_{\lambda \max}$ modèle 2	$\xi_{\lambda \max}$ modèle 3
0	43.34 (R**) <sup>a</sup>	68.75 (R**)	69.73 (R**)
au plus 1	19.39 (NR)	53.69 (R**)	29.20 (NR)
au plus 2	15.22 (NR)	29.31 (NR)	20.93 (NR)
au plus 3	6.23 (NR)	26.42 (NR)	16.84 (NR)
au plus 4	0.03 (NR)	13.97 (NR)	11.02 (NR)
au plus 5	X	12.17 (NR)	7.80 (NR)
au plus 6	X	10.17 (NR)	0.17 (NR)
au plus 7	X	0.01 (NR)	X

TAB. 2.5 – tests de la valeur propre pour le rang de cointégration

<sup>a</sup> R\*\* : rejeté à 1%, R\* : rejeté à 5%, NR : non rejeté

appartiennent bien à l'espace de cointégration, ou si elles ne sont présentes que dans le court terme. Ceci revient à effectuer le test : ( $H_0 : \beta_{1,j} = \beta_{2,j} = 0$ ) contre ( $H_a : \text{non } H_0$ ). Le test est fondé sur un rapport de vraisemblance, avec la statistique de test  $-2\ln(H_0/H_a)$  qui suit une loi  $\chi^2(2)$  sous  $H_0$ .

Les résultats sont donnés dans le tableau 2.6. Afin de garder un maximum de variables dans les expressions de chômage d'équilibre, et compte tenu du fait que des estimations "correctes" de WS et PS sont relativement complexes à obtenir, nous avons retenu les variables significatives jusqu'à un niveau de 15%.

Variable	$\chi^2$ calculé <sup>a</sup> modèle 1	$\chi^2$ calculé modèle 2	$\chi^2$ calculé modèle 3
$w - p$	X	X	4.29***
$(w - p)_{hebd}$	19.76*	17.29*	X
$u$	9.02*	10.12*	8.38*
$kappa$	3.73***	X	X
$tr$	3.32	3.48	2.79
$coins$	18.53*	15.48*	5.14**
$pc - p$	X	3.02	1.58
$r$	X	13.72*	X
$piva$	37.83*	36.12*	X
$mm$	X	7.11*	X
$mms$	X	X	6.01*
$h$	X	X	7.71*

TAB. 2.6 – tests d'appartenance à l'espace de cointégration

<sup>a</sup>\* : significatif à 5%, \*\* : significatif à 10%, \*\*\* : significatif à 15%

Dans aucun des modèles le taux de remplacement n'apparaît significativement dans les relations de long-terme. Le même problème se pose pour le différentiel de prix à la consommation et à la production dans les modèles 2 et 3. On procède alors dans chacun des cas à une réestimation des VECM en imposant la nullité dans le long terme de ces coefficients.

Il convient ensuite d'imposer des restrictions économiques pour identifier WS et PS à partir de la matrice  $\beta$  contenant les paramètres des deux relations de long terme. En effet, l'estimation du VECM ne détermine de manière unique que la matrice  $\alpha\beta'$ . Toute combinaison linéaire des deux colonnes de  $\beta$  est donc cohérente avec l'estimation du modèle si la matrice  $\alpha$  est également modifiée<sup>32</sup>.

32. Toute matrice  $P$  de dimension  $(r \times r)$  et inversible permet de vérifier :  $\alpha\beta' = (\alpha P^{-1})(P\beta')$ .

Les restrictions économiques imposées ne sont pas testées. Elles permettent uniquement d'écrire les deux vecteurs de base de l'espace de cointégration sous une forme où WS et PS sont identifiables, ce qui ne modifie pas l'estimation finale du chômage d'équilibre. Par ailleurs, elles ne changent pas la vraisemblance du modèle car leur nombre est égal à la dimension de l'espace de cointégration. Elles sont donc un préalable à d'autres tests statistiques sur les coefficients de long terme.

Ces restrictions découlent de notre étude théorique initiale des déterminants du chômage d'équilibre. Elles sont différentes d'un modèle à l'autre car ce ne sont pas les mêmes variables qui sont retenues. Leur principal intérêt est d'aboutir à des équations WS et PS dont les coefficients sont interprétables économiquement.

Dans tous les cas, on impose une valeur unitaire aux coefficients du salaire réel, ce qui est possible car leur significativité a été testée précédemment (tableau 2.6).

**Modèle 1 :** On se fonde ici sur le modèle théorique dynamique (1.6) pour exclure le coin salarial de (PS) et l'inflation des prix à la production de (WS). Les deux équations se présentent comme suit (écarts-types entre parenthèses) :

$$\begin{cases} (w - p)_{hebdo} = \underset{(3.01)}{16.77} * u - \underset{(16.78)}{86.39} * kappa + \underset{(14.89)}{125.09} * piva & \text{(PS)} \\ (w - p)_{hebdo} = \underset{(0.62)}{-3.85} * u + \underset{(3.53)}{14.50} * kappa + \underset{(0.31)}{8.89} * coins & \text{(WS)} \end{cases}$$

On en déduit le taux de chômage d'équilibre :

$$u_1^* = 4.89 * kappa - 6.07 * piva + 0.43 * coins$$

Conformément à la théorie, le salaire réel est une fonction du chômage, croissante dans PS et décroissante dans WS.

La courbe PS de long terme en taux de croissance (cf. section 1.6, équation gPS) fait dépendre le taux de croissance du salaire de l'inflation des prix de production. C'est ici le niveau du salaire qui est relié à l'inflation dans PS. Néanmoins, nous pouvons ainsi vérifier le lien théorique entre le chômage d'équilibre et l'inflation, ce que ne nous aurait pas permis l'utilisation du niveau des prix de production qui est, en outre, une variable I(2).

L'effet du coin salarial sur le salaire négocié dans WS doit être interprété en considérant que l'économie réelle présente des prélèvements progressifs. Certes, le modèle dynamique (1.6) repose sur l'hypothèse que les prélèvements salariaux sont strictement proportionnels et leur niveau n'a alors pas d'influence sur le salaire. Mais si nous étendons dans le cadre dynamique les résultats de la partie 1.3.2 où les prélèvements sont progressifs, leur niveau a une influence. L'estimation économétrique nous permet ici d'en préciser le sens, ce que nous n'avions pu faire de manière non ambiguë dans la partie théorique (cf. figure 1.3). Une augmentation des prélèvements salariaux a ici pour effet d'élever le niveau du salaire négocié et le chômage d'équilibre.

Une remarque s'impose finalement à propos de l'influence de *kappa*. Dans le modèle théorique, une élévation du degré de concurrence ( $\kappa \rightarrow 1$ ) a toujours un effet positif sur le salaire dans PS et tend à abaisser le chômage d'équilibre. Le fait que l'effet inverse soit observé économétriquement peut s'interpréter en rappelant que c'est la part des salaires dans la valeur ajoutée qui a été utilisée comme proxy de  $\kappa$ . Nous avons déjà observé qu'elle dépendait non seulement du degré de concurrence sur le marché des biens, mais aussi du taux d'intérêt réel et du prix de l'énergie à court-moyen terme. L'influence de ces deux variables pourrait donc avoir primé sur celui du degré de concurrence dans nos estimations. La seule conclusion certaine concerne la corrélation entre une augmentation de la part des salaires dans la valeur ajoutée et une augmentation du chômage d'équilibre.

**Modèle 2 :** Par rapport au modèle précédent, la variable *kappa* est remplacée par le taux d'intérêt réel et le différentiel entre les prix à la consommation et les prix à la production pour permettre

une interprétation plus structurelle du chômage d'équilibre. Le mismatch au sens de Lescure et L'Horty [1994] est également introduit dans le modèle.

Le différentiel des prix et le taux de remplacement n'apparaissant pas significativement dans les relations de long terme (cf. tableau 2.6), ils en ont été exclus pour l'estimation. Pour l'identification économique des deux relations, l'inflation des prix de production a été à nouveau exclue de WS. Nous avons également exclu le chômage de PS en considérant que la productivité du travail à long terme dépendait uniquement du coût des facteurs de production et non plus de la situation sur le marché du travail. On obtient alors (écarts-types entre parenthèses) :

$$\left\{ \begin{array}{l} (w - p)_{hebd} = \underset{(0.02)}{0.10} * r + \underset{(0.49)}{6.90} * coins + \underset{(2.66)}{28.62} * piva - \underset{(0.09)}{0.59} * mm \quad (\text{PS}) \\ (w - p)_{hebd} = \underset{(0.26)}{-2.49} * u - \underset{(0.08)}{0.15} * r + \underset{(1.86)}{9.16} * coins + \underset{(0.47)}{1.26} * mm \quad (\text{WS}) \end{array} \right.$$

$$u_2^* = -0.10 * r + 0.91 * coins - 11.54 * piva + 0.75 * mm$$

Comme précédemment, une augmentation du niveau des prélèvements salariaux est défavorable au chômage d'équilibre alors qu'une élévation de l'inflation des prix de production permet de le réduire. Ceci généralise en quelque sorte le résultat de Phillips au cas du chômage d'équilibre.

Le calcul des contributions à l'évolution du chômage d'équilibre (annexe E) montre que la réduction de l'inflation a joué un rôle important dans l'augmentation du chômage du début des années 1980 et au début des années 1990, c'est à dire à l'époque où la France menait une politique de désinflation compétitive ou de franc fort.

Le terme correspondant au mismatch a le signe attendu et permet d'évaluer l'importance du chômage frictionnel dans le chômage d'équilibre. Enfin, le fait que le taux d'intérêt réel exerce une pression à la baisse sur le chômage d'équilibre ne peut s'expliquer qu'en considérant que le capital et le travail ont une élasticité de substitution supérieure à l'unité. Malgré tout, cet effet du taux d'intérêt demeure assez faible, comme le montre le calcul des contributions à l'évolution du chômage.

**Modèle 3 :** C'est le modèle le plus satisfaisant en terme de spécification économétrique (nombre de relations de cointégration, corrélation des résidus...) qui nous permette d'évaluer l'effet de la durée du travail sur le chômage d'équilibre. Le salaire qui apparaît dans le VECM est, cette fois, un salaire horaire.

Le taux de remplacement et le différentiel de prix à la consommation et à la production n'apparaissant pas significativement dans les relations de long terme, nous avons réestimé le VECM en les excluant des relations de cointégration.

Conformément au modèle théorique de la partie 1.3.2, l'identification économique repose sur l'exclusion du coin salarial de PS et de la durée du travail de WS. En effet, la courbe PS reliant le salaire horaire au taux de chômage s'écrit  $\frac{w}{H p_{va}} = \frac{\alpha \kappa}{H} \frac{Y}{N(1-u)}$ . La seconde restriction identifiante se justifie à partir de l'équation WS horaire  $\frac{w}{H} = \frac{1-\rho}{\rho W} \frac{\alpha}{\alpha \epsilon_{e,H} + (1-\alpha) \epsilon_{d,h}}$  en considérant que les élasticités  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,h}$  sont peu sensibles à la durée du travail. Les résultats d'estimation nous donnent (écarts-types entre parenthèses) :

$$\left\{ \begin{array}{l} w - p = \underset{(0.14)}{0.85} * u - \underset{(3.01)}{2.29} * mms + \underset{(0.13)}{1.57} * h \quad (\text{PS}) \\ w - p = \underset{(0.09)}{-0.07} * u + \underset{(4.14)}{6.15} * mms + \underset{(0.64)}{4.33} * coins \quad (\text{WS}) \end{array} \right.$$

$$u_3^* = 9.76 * mms + 4.71 * coins - 1.71 * h$$

L'effet du coin salarial sur le salaire horaire négocié doit être interprété en notant une différence de définition entre notre modèle théorique et la série utilisée pour les estimations. Dans notre modèle

le coin salarial est d'autant plus élevé que  $W$  est faible<sup>33</sup>, mais la croissance de la série utilisée pour les estimations correspond bien à celle du coin salarial. L'augmentation du salaire horaire négocié avec le niveau des prélèvements est donc compatible avec l'équation théorique (WS horaire). En revanche, la durée du travail n'a pas le signe attendu dans PS.

Finalement, le chômage d'équilibre augmente avec le niveau des prélèvements salariaux et le mésappariement des offres et des demandes de travail, ce qui est cohérent avec les deux modèles précédents.

Le calcul des contributions à l'évolution du chômage d'équilibre (annexe E) montre que le mismatch a joué un rôle non négligeable dans son augmentation historique, à l'exception du début des années 1970. La contribution du niveau du coin salarial à la montée du chômage est également assez sensible du milieu des années 1980 au milieu des années 1990. Néanmoins, la structure de chacun des modèles (nombre de variables et indicateurs retenus) influe parfois sur l'importance et le signe des contributions.

On observe également qu'une augmentation de la durée du travail est plutôt favorable à une baisse du chômage d'équilibre. Cette conclusion est indépendante des restrictions économiques utilisées pour identifier WS et PS, donc de l'hypothèse faite sur les élasticités  $\epsilon_{e,H}$  et  $\epsilon_{d,h}$ . Néanmoins, elle résulte du choix de variables particulier de ce troisième modèle.

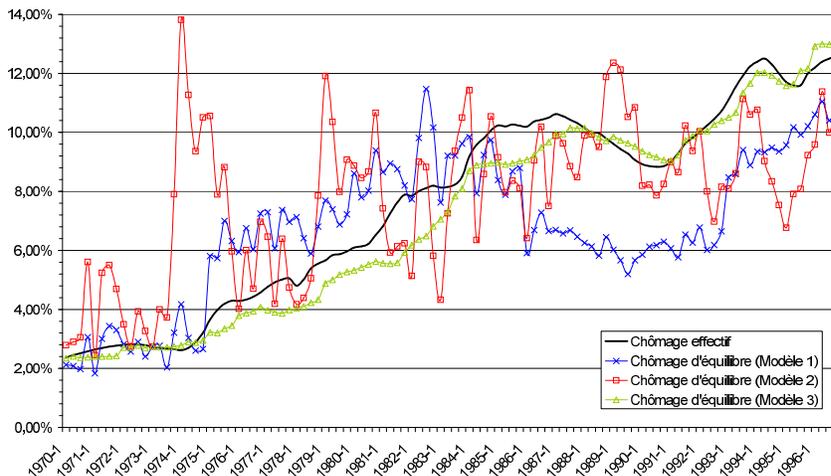


FIG. 2.7 – *Chômages réel et d'équilibre estimés (sans lissage)*

33. Rappelons que dans toute la partie théorique,  $w$  est le salaire "super brut" moyen payé par les entreprises et  $w \times W$  le salaire net effectivement touché par les employés.

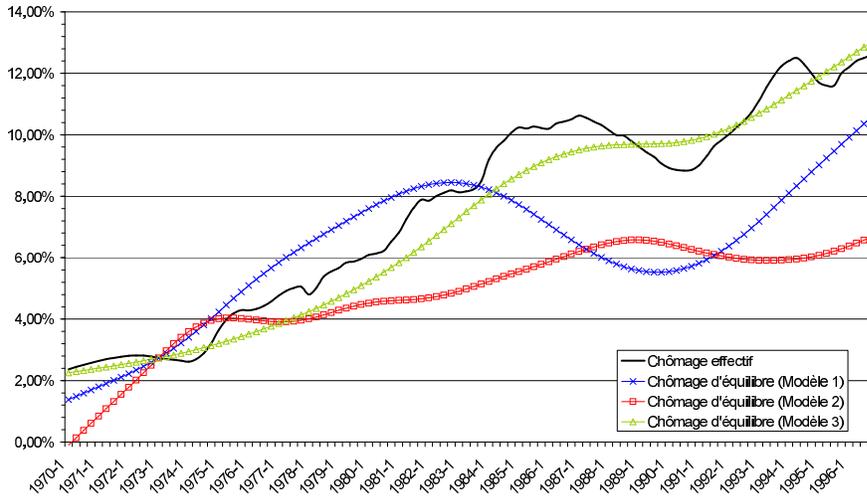


FIG. 2.8 – *Chômagés réel et d'équilibre estimés (lissés avec un filtre de Hodrick-Prescott)*

Les représentations graphiques des trois estimations du chômage d'équilibre sont cohérentes. Comme dans les cas usuels, les trois courbes ont été translatées pour que le chômage d'équilibre soit égal au chômage effectif au premier trimestre 1973, c'est-à-dire juste avant le premier choc pétrolier. Elles montrent toutes une hausse régulière du chômage d'équilibre du milieu des années 1970 au milieu des années 1980 puis une légère décroissance jusqu'au début des années 1990 et une nouvelle appréciation jusqu'en 1996. Malgré tout, le chômage d'équilibre ne semble pas pouvoir être estimé avec une précision supérieure à 4 ou 5% par cette méthode. La conclusion concernant l'effet du mésappariement entre offres et demandes de travail et du niveau du coin salarial sur le chômage d'équilibre semble la plus robuste.

### Tests de spécification des modèles

Un test du porte-manteau permet de vérifier que les résidus des VECM ne sont pas autocorrélés et que les modèles sont bien spécifiés. L'absence d'autocorrélation est testée jusqu'au quatrième retard, ce qui correspond à une année. Les résultats sont satisfaisants au seuil de 1%, sauf pour l'autocorrélation à l'ordre 4 dans le deuxième modèle (tableau 2.7).

retards	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Q calculé <sup>a</sup>	p-value	Q calculé	p-value	Q calculé	p-value
1	16.15	NA <sup>b</sup>	29.39	NA	13.17	NA
2	44.73	0.15	79.25	0.09	46.80	0.56
3	80.39	0.23	127.49	0.50	95.38	0.56
4	139.79	0.02	253.88	0.00	193.86	0.01

TAB. 2.7 – *Tests du porte-manteau d'autocorrélation des résidus*

<sup>a</sup> Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre  $h$ , la statistique de test suit asymptotiquement un  $\chi^2$  à  $n^2(h-p)$  degrés de liberté, où  $n$  est la dimension du VECM et  $p$  le nombre de retards.

<sup>b</sup> Le test n'est valide que pour un nombre de retards supérieur à l'ordre du VECM

Un test de Jarque-Bera est également mis en oeuvre pour vérifier la normalité des résidus (tableau 2.8). On rejette l'hypothèse de normalité dans la plupart des cas, mais les résultats restent acceptables, puisqu'on a pu vérifier au préalable que ces résidus étaient bien centrés.

Variable	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	$\chi^2(2)$	p-value	$\chi^2(2)$	p-value	$\chi^2(2)$	p-value
$w - p$	X	X	X	X	0.95	0.62
$(w - p)_{hebdo}$	2.01	0.37	1.49	0.47	X	X
$u$	67.81	0.00	51.24	0.00	18.54	0.00
$kappa$	298.51	0.00	X	X	X	X
$tr$	2229.24	0.00	1669.66	0.00	1917.77	0.00
$coins$	99.92	0.00	122.21	0.00	329.86	0.00
$pc - p$	X	X	0.35	0.84	10.32	0.01
$r$	X	X	19.89	0.00	X	X
$piva$	14.27	0.00	3.27	0.19	X	X
$mm$	X	X	1.71	0.43	X	X
$mms$	X	X	X	X	9.96	0.01
$h$	X	X	X	X	81.05	0.00

TABLE 2.8 – tests de normalité des résidus de Jarque-Bera

On peut également contrôler l'homoscédasticité des résidus grâce à un test de White. Les résultats sont globalement satisfaisants au seuil de 1% (tableau 2.9).

Variable	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	F(44,61)	p-value	F(65,40)	p-value	F(54,51)	p-value
$w - p$	X	X	X	X	1.76	0.02
$(w - p)_{hebdo}$	1.98	0.01	2.25	0.00	X	X
$u$	3.81	0.00	2.07	0.01	9.29	0.00
$kappa$	0.95	0.57	X	X	X	X
$tr$	1.12	0.34	1.05	0.44	1.56	0.06
$coins$	1.07	0.39	1.52	0.08	0.62	0.95
$pc - p$	X	X	1.85	0.02	1.59	0.05
$r$	X	X	3.11	0.00	X	X
$piva$	2.14	0.00	1.90	0.02	X	X
$mm$	X	X	5.83	0.00	X	X
$mms$	X	X	X	X	1.35	0.14
$h$	X	X	X	X	4.02	0.00

TABLE 2.9 – Test d'hétéroscédasticité des résidus par la méthode de White

# Conclusion

Trois estimations différentes du chômage d'équilibre français nous donnent des résultats comparables. L'évolution du chômage d'équilibre a accompagné celle du chômage effectif depuis le début des années 1970. Seule une légère décline au cours de la seconde moitié des années 1980 s'est intercalée entre deux phases de montée du chômage d'équilibre, du milieu des années 1970 au milieu des années 1980, puis à partir du début des années 1990.

La montée du chômage d'équilibre - comprise entre 4 et 10 points selon le modèle retenu - s'expliquerait essentiellement par celle des prélèvements fiscaux et sociaux (modèles 1, 2 et 3), par les politiques de réduction de l'inflation à partir du milieu des années 1980 (modèles 1 et 2), par l'inadéquation croissante entre qualifications offertes et demandées (modèles 2 et 3), ainsi que par la diminution tendancielle de la durée du travail (modèle 3). L'évolution du taux d'intérêt réel qui a eu tendance à augmenter entre 1970 et 1996, bien qu'intervenant dans le modèle 2, ne contribuerait finalement que très peu à la formation du chômage d'équilibre. L'intensité de la concurrence quant à elle semble plus difficile à interpréter étant donné la réserve précédemment émise sur ce paramètre. L'étude conduit en outre à mettre en doute l'influence des autres déterminants dans le long terme: la hausse du taux de remplacement n'aurait pas eu d'influence sur la montée du chômage d'équilibre et il en irait de même de l'évolution globalement croissante des termes de l'échange intérieur (différentiel entre prix de production et prix de consommation).

Certaines contraintes liées à la méthode utilisée limitent cependant notre capacité à expliquer intégralement l'évolution du chômage. La contrainte imposée sur le nombre de relations de cointégration et celle, plus générale en macroéconométrie, liée au faible nombre d'observations ne permettent pas de prendre en compte simultanément tous les déterminants théoriques du chômage d'équilibre. On rejoint alors la remarque de L'Horty et Rault [2003] sur le nombre assez limité de déterminants du chômage qui sont généralement retenus dans les études empiriques françaises. Plusieurs estimations du chômage d'équilibre peuvent alors être obtenues sur une même période (1970-1996) en changeant les variables utilisées dans le modèle à correction d'erreur. Si le chômage d'équilibre ne semble pas pouvoir être estimé avec suffisamment de précision par cette méthode, notamment depuis le début des années 1990<sup>34</sup>, il n'en reste pas moins que les taux de chômage d'équilibre obtenus suivent les évolutions du chômage réel. De ce fait, les équations estimées pourraient constituer un point de départ à des réflexions sur la politique de l'emploi.

Une extension importante de notre étude serait d'expliquer, aussi bien théoriquement qu'économétriquement, l'écart entre le chômage effectif et le chômage d'équilibre estimé. Notre modèle théorique tient compte de l'hystérèse mais les contraintes économétriques (difficulté à inclure des variables  $I(0)$  telles que la vitesse d'évolution du chômage et des variables  $I(1)$  dans le même VECM) ne nous ont pas permis de l'évaluer directement. Par ailleurs, certaines hypothèses du modèle théorique, telles que la possibilité d'ajustement intégral et, à chaque période, des salaires et des effectifs employés, sont criticables pour leur manque de réalisme. Leur correction pourrait être un moyen d'expliquer la persistance d'un écart durable entre le chômage effectif et le chômage d'équilibre que nous avons mise en évidence dans nos estimations.

---

34. Ceci pourrait apparaître comme une confirmation de la position d'Edmond Malinvaud [2000] selon qui "les tentatives pour savoir si le taux de chômage structurel français est aujourd'hui de 10% ou de 5% sont vaines".

# Bibliographie

## Articles et documents de travail

M. Baghli, G. Cette, A. Sylvain [2003]: “Les déterminants du taux de marge en France et quelques grands pays industrialisés: Analyse empirique sur la période 1970-2000”, *Note d'étude et de recherche de la Banque de France N° 99*

K. Binmore, A. Rubinstein, A. Wolinsky [1986]: “The Nash Bargaining Solution in Economic Modeling”, *RAND Journal of Economics*, vol. 17(2), pp 176-188

O. J. Blanchard, L. Summers [1987]: “Hysteresis in Unemployment”, *European Economic Review*, 31,  $\frac{1}{2}$ , pp. 288-295

P. Cahuc, A. Zylberberg [1999]: “Le modèle WS-PS”, *Annales d'économie et de statistique*, n°53

F. Chouvel, E. Confais, G. Cornilleau, A. Gubian, E. Roguet [1996]: “Impact macroéconomique des politiques spécifiques d'emploi”, in Dares (1996) *40 ans de politique de l'emploi*, chap 3, La documentation française

M. Friedman [1968]: “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, n°58, pp. 1-17

C. Gianella, P. Lagarde [1999]: “Productivity of Hours in the Agregate Production Function: an Evaluation on a Panel of French Firms from the Manufacturing Sector”, *Document de travail de l'INSEE*, G9918, décembre

F. Gilles et Y. L'Horty [2003]: “35 heures et inégalités”, *Revue économique*, vol.54, n°3

R. Hart, P. Mac Gregor [1988]: “The Returns to Labor Services in West German Manufacturing Industry”, *European economic review*, 32, pp. 947-963

E. Heyer et X. Timbaud [2002]: “Le chômage structurel à 5% en France?”, *Revue de l'OFCE*, n° 80, pp. 115-151

R. Jackman, R. Layard, S. Savouri [1991]: “Mismatch: A Framework for Thought”, in F. Padoa-Schioppa (ed.) *Mismatch and Labour Mobility*, Cambridge University Press

U. Jakobson [1976], “On the Measure of the Degree of Progression”, *Journal of Public Economics*, n°5, pp. 161-168

J.-P. Laffargue et Y. L'Horty [1997]: “Emploi d'équilibre et formation des salaires: une étude sectorielle”, *Economie et Prévision* n°127

J.-P. Laffargue et F. Thibault [2001]: “Un nouvel indicateur des tensions du marché du travail”, *Economie et Statistique*, n°331

- R. Lescure, Y. L'Horty [1994]: "Le chômage d'inadéquation en France: une évaluation", *Economie et Prévision*, n°113-114
- Y. L'Horty, R. Méary, N. Sobczak, [1994]: "Le coin salarial en France depuis 1970", *Economie et Prévision*, n°115
- Y. L'Horty, C. Rault [2003]: "Les causes du chômage en France: une ré-estimation du modèle WS-PS", *Revue économique*, vol 54, n°2, mars
- Y. L'Horty et C. Rault [2003]: "Why is French Equilibrium Unemployment so High? An Estimation of the WS-PS Model", *Journal of Applied Economics*, vol. 6, n°1
- Y. L'Horty et C. Rault [1998]: "Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité? ", *Document de recherche EPEE 98-11*, Université d'Evry
- Y. L'Horty et N. Sobczak [1996]: "Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale", *Direction de la Prévision*, document de travail n°96-7
- Y. L'Horty et F. Thibault [1998]: "Le chômage d'équilibre, de quoi parlons-nous? ", *Revue Française d'Economie*, vol XIII
- A. Lindbeck et D. Snower [1988]: "Cooperation, Harassment and Involuntary Unemployment", *American Economic Review*, 78(1), pp. 167-188, Mars
- E. Malinvaud [2000]: *Commentaire annexé au rapport de Jean Pisani-Ferry pour le Conseil d'analyse économique: Plein Emploi*
- A. Manning [1993]: "Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations", *The Economic Journal*, vol. 103, n°416, pp. 98-118
- C. Shapiro et J. Stiglitz [1984]: "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, vol. 74, n°3, pp. 433-444, Juin
- H. Sneessens [1994]: "Courbe de Beveridge et demande de qualifications", *Economie et Prévision*, n°112-113

## Livres

- P. Cahuc et A. Zylberberg [2001]: Le marché du travail, *De Boeck Université*
- W. Greene [2003]: Econometric Analysis, *Prentice Hall*, 5th Edition
- J. D. Hamilton [1994]: Time Series Analysis, *Princeton University Press*
- S. Johansen [1995]: Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models, *Oxford University Press*
- R. Layard, S. Nickell, R. Jackman [1991]: Unemployment, Macroeconomic performance and Labour market, *Oxford University Press*
- J. Pisani-Ferry [2000]: Plein Emploi, *Rapport du CAE, La documentation française*
- C. Pissarides [2000]: Equilibrium unemployment theory, *Cambridge, MIT Press*

# Annexes

## Annexe A : Glossaire des variables utilisées dans les modèles

Remarque: Les variables non indicées par  $j$  sont des moyennes sur l'ensemble des  $J$  entreprises.

### Notations générales

- $j \in [1, J]$  : Entreprise  $j$
- $Y_j$  : Fonction de production de l'entreprise  $j$
- $\alpha$  : Paramètre d'efficacité du facteur travail
- $\kappa \in [0, 1]$  : Intensité de la concurrence sur le marché des biens
- $w$  : Salaire nominal
- $c$  : Coût du capital
- $N$  : Population active
- $L$  : Population active occupée
- $K$  : Niveau de capital dans l'économie
- $\Pi_j$  : Profit de l'entreprise  $j$
- $\gamma \in [0, 1]$  : Pouvoir de négociation des employés
- $W$  : Coin salarial
- $S$  : Probabilité de survie dans l'emploi
- $R$  : Revenu alternatif d'un employé ayant perdu son emploi en début de période
- $b$  : Taux de remplacement
- $\delta$  : Aversion pour le risque des salariés
- $u$  : Taux de chômage
- $u^*$  : Taux de chômage d'équilibre
- $\Psi = \phi u$  : Facteur de pondération dans l'expression des utilités de repli
- $r$  : Taux d'intérêt réel
- $n$  : Taux de croissance de la population active
- $\beta = 1/(1 + r_{act})$  : Facteur d'actualisation psychologique des travailleurs

### Modèle statique

- $Y_j^d$  : Demande adressée à chaque entreprise
- $p_j$  : Prix de production de l'entreprise  $j$
- $p_{va}$  : Prix moyen de production sur le marché
- $U_j$  : Objectif de la négociation (employés)
- $U_{0,j}$  : Utilité de repli pour les employés
- $\Pi_{0,j}$  : Utilité de repli pour l'entreprise
- $U_u$  : Utilité intertemporelle d'un chômeur
- $U_e$  : Utilité intertemporelle d'un employé
- $p_1$  : Probabilité de transition du chômage vers l'emploi
- $p_2$  : Probabilité de transition de l'emploi vers le chômage
- $S_j$  : Probabilité de survie dans l'emploi dans l'entreprise  $j$  (avant les négociations salariales)

$q$ : Probabilité qu'un employé quitte son entreprise d'une période à l'autre (après les négociations salariales)

### Fonction de production à élasticité de substitution constante (CES)

$\xi$ : Rendements d'échelle de la fonction de production (CES)  
 $\sigma$ : Elasticité de substitution entre les facteurs travail et capital

### Temps de travail et efficacité de la main d'oeuvre

$H$ : Heures travaillées  
 $e(H)$ : Fonction d'efficacité de la main d'oeuvre  
 $d(H)$ : Fonction de durée d'utilisation des équipements  
 $\epsilon_{e,H}$ : Elasticité de l'efficacité de la main d'oeuvre par rapport à la durée du travail  
 $\epsilon_{d,H}$ : Elasticité de la durée d'utilisation du capital par rapport à la durée du travail  
 $\rho$ : Préférence pour la rémunération  
 $T$ : Temps disponible pour le travail et le loisir

### Adéquation entre offres et demandes d'emploi

$M$ : nombre d'embauches par unité de temps  
 $V$ : nombre de postes vacants  
 $U$ : nombre de chômeurs  
 $\theta = \frac{V}{U}$ : indicateur de tension sur le marché de l'emploi  
 $m(\theta) = M(1, \frac{U}{V})$   
 $\pi_e$ : profit intertemporel associé à un poste occupé  
 $\pi_v$ : profit intertemporel associé à un poste vacant  
 $h$ : coût d'un emploi vacant

### Introduction de l'hystérèse

$L_I$ : Nombre d'insiders dans l'économie  
 $X_{-1}$ : Variable  $X$  prise à la période précédente  
 $\epsilon_{Sw}(wj)$ : Elasticité de la probabilité de survie dans l'emploi au salaire négocié dans l'entreprise  $j$   
 $\epsilon_{SL}$ : Elasticité de la probabilité de survie dans l'emploi au nombre d'employés  
 $\epsilon_{Lw}$ : Elasticité de l'emploi au salaire  
 $u_{CT}^*$ : Taux de chômage d'équilibre de court terme

### Modèle dynamique

$I$ : Investissement des entreprises  
 $\theta \in [\alpha, 1[$ : Mesure des rendements d'échelle (fonction Cobb-Douglas)  
 $\lambda$ : Taux de dépréciation du capital  
 $a_t$ : Probabilité de transition du chômage vers l'emploi  
 $g_{i,t}$ : Taux de croissance de la variable  $i$  entre  $t$  et  $t + 1$   
 $\pi_{va,t}$ : Inflation des prix à la production entre  $t$  et  $t + 1$

## Annexe B : Dynamique du taux de chômage en présence d'hystérèse

La combinaison des équations WS et PS donne :

$$\varphi(1-b)u = \frac{1-\kappa}{\frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1-(1-\alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \left( \frac{(1-q)(1-u_{-1})}{(1+n)(1-u)} \right)}$$

La linéarisation de cette équation au voisinage de  $u = u_{-1} = u^*$  permet d'obtenir la dynamique du taux de chômage :

$$\begin{aligned} \varphi(1-b)u &= \frac{1-\kappa}{\frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1-(1-\alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \left( \frac{(1-q)(1-u_{-1})}{(1+n)(1-u)} \right)} \\ &- (u-u^*) \times \frac{(1-\kappa)(1-(1-\alpha)\kappa)\epsilon'_{SL}}{\left[ \frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1-(1-\alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \right]^2} \left[ \frac{1-q}{1+n} \frac{1}{1-u^*} \right] \\ &+ (u_{-1}-u^*) \times \frac{(1-\kappa)(1-(1-\alpha)\kappa)\epsilon'_{SL}}{\left[ \frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1-(1-\alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \right]^2} \left[ \frac{1-q}{1+n} \frac{1}{1-u^*} \right] \end{aligned}$$

En posant  $\omega = \frac{(1-\kappa)(1-(1-\alpha)\kappa)(1-q)\epsilon'_{SL}}{(1+n) \left[ \frac{\alpha\kappa}{\gamma} + (1-(1-\alpha)\kappa) \times \epsilon_{SL} \right]^2} (1-b)\varphi$  cette expression peut se réécrire sous la forme :

$$(u-u^*) \left( 1 + \frac{\omega}{1-u^*} \right) = (u_{-1}-u^*) \frac{\omega}{1-u^*}$$

Au premier ordre en  $u$  ( $u$  proche de 0), on obtient finalement :  $(u-u^*) = \frac{\omega}{1+\omega}(u_{-1}-u^*)$