

Septembre 1995

UNE ESTIMATION D'EQUATIONS D'EMPLOI
ET DE SALAIRE
AU NIVEAU SECTORIEL SUR
DONNEES TRIMESTRIELLES

Jean-Pierre LAFFARGUE (Université de Paris I et CEPREMAP)
Yannick L'HORTY (Direction de la Prévision)

N° 9 5 1 1

Cette recherche a été menée au Bureau de Politique Economique de la Direction de la Prévision que nous remercions de son accueil. Nous avons bénéficié des remarques de Pierre-Yves HENIN sur une première version de ce texte. Les idées exprimées et les insuffisances qu'elles peuvent présenter n'engagent cependant que la responsabilité des deux auteurs.

UNE ESTIMATION D'EQUATIONS D'EMPLOI ET DE SALAIRE AU NIVEAU SECTORIEL SUR DONNEES TRIMESTRIELLES

Résumé : Cet article estime deux équations de demande de travail et de fixation du coût du travail sur données trimestrielles françaises pour les différents secteurs marchands. Ces équations reposent sur un modèle théorique de concurrence monopolistique entre firmes et de négociation salariale entre entreprises et syndicats. Les méthodes d'estimation prennent en compte les développements récents de la théorie de la cointégration en univariée, et incluent de nombreux tests de spécification et de stabilité des coefficients. L'emploi apparaît fortement rigide et présente une élasticité négative par rapport au coût du travail. Celui-ci est assez flexible et augmente avec le taux de remplacement et le coin salarial, mais diminue avec la progressivité de celui-ci. Les effets du progrès technique et de la durée du travail sur ces deux variables sont aussi étudiés.

Nomenclature J.E.L. : E24

Mots clés : Chômage, coin salarial, coût du travail, taux de remplacement.

ESTIMATION OF DEMAND FOR LABOUR AND WAGE EQUATIONS ON SECTORAL AND QUARTELY DATA

Abstract : This paper gives estimations of two equations of demand for labour and wage determination on French quarterly data for the main sectors of the economy. These equations rest upon a theoretical model of monopolistic competition between firms and of wage bargaining between firms and trade unions. The estimation methods use recent developments of cointegration theory at the univariate level. Many tests check for the specification of the equations and the stability of the parameters. Employment appears to be rather sticky and presents a positive elasticity in relation to the cost of labour. This cost is more flexible and increases with the replacement ratio and with the wedge, but decreases with the progressivity of this last variable. The effects of technical progress and working hours on these two variables are also investigated.

J.E.L. classification : E24

Keywords : Unemployment, wedge, labour cost, replacement ratio.

INTRODUCTION

En amont de recommandations de politique économique en faveur de l'emploi, disposer d'une représentation fondée du mode de détermination des salaires et des prix s'avère une étape difficilement contournable. C'est en effet dans la formation des salaires réels que sont généralement localisés les mécanismes à l'origine de la persistance du chômage. Tenter d'identifier ces mécanismes correspond dès lors à un enjeu dont l'ampleur justifie, ici peut-être davantage qu'ailleurs, une certaine exigence de robustesse. Traditionnellement cette exigence est satisfaite par l'estimation économétrique de modèles théoriquement fondés. Néanmoins, la spécificité des modèles, comme celle des méthodes d'estimation employées limite la portée des résultats et celle des recommandations qui pourraient s'en déduire : la robustesse est bien souvent l'ennemi de la généralité. Le propos de cet article est en quelque sorte d'aller un peu plus loin dans la satisfaction de cette exigence.

Afin d'obtenir des résultats à la fois suffisamment robustes et généraux, toutes les étapes de l'administration de la preuve peuvent être mises en question, de la construction du modèle théorique à la mise en oeuvre d'une stratégie d'estimation. S'agissant du cadre théorique, tout d'abord, on retient ici celui des modèles de négociation salarial qui, au sein des nouvelles théories du marché du travail, occupent une position assez dominante et constituent le cadre de référence de nombreux travaux (LAYARD, NICKELL et JACKMAN (1991), NICKELL et KONG (1992), MANNING (1993), LAFFARGUE (1995)). L'avantage de ces modèles, sans doute à l'origine de leur relatif succès théorique, est de délivrer une représentation très réaliste de la formation des salaires en prenant en compte les interactions stratégiques des parties prenantes de la négociation.

La première section présente la spécification théorique de deux équations d'emploi et de salaire. Les entreprises d'un secteur sont en concurrence monopolistique et disposent d'une technologie CES. Elles disposent du droit de gérer et leur demande de travail résulte de la maximisation du profit, l'emploi étant parfaitement flexible et le capital donné. Le taux de salaire est quant à lui négocié par chaque firme avec son syndicat. On obtient ainsi une équation de négociation de laquelle on déduit, par élimination de l'emploi grâce à la demande de travail, l'équation de salaire. Dans ce cadre, on retient des formes fonctionnelles suffisamment générales, permettant de ne pas conditionner l'obtention de tel ou tel résultat aux propriétés particulières d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, par exemple, ou de fonctions de préférence trop spécifiques. De plus on tient

compte de certaines spécificités institutionnelles de la formation des salaires en France, telle la dégressivité des cotisations sociales et des prestations de chômage.

D'un point de vue empirique, l'exigence de robustesse repose sur le type de données utilisées et les méthodes d'estimation mises en oeuvre. L'analyse est effectuée au niveau des grands secteurs marchands sur données trimestrielles allant de 1970 à 1993. L'idée n'est pas seulement de multiplier le nombre d'observations, mais aussi de vérifier la pertinence des effets théoriques au niveau de chacune des branches : une élasticité significativement positive pour la plupart des secteurs est un exemple de conclusion auxquelles nous souhaitons aboutir. S'agissant de la stratégie d'estimation, on a choisi de multiplier les techniques économétriques en recherchant les effets résistant à plusieurs méthodes.

La deuxième section présente la méthodologie économétrique, qui est du type univarié. Deux procédures d'estimation sont développées. La première est en deux étapes. Nous effectuons d'abord un test d'existence d'une relation de cointégration du type ENGLE et GRANGER (1987), puis estimons celle-ci par la méthode de SAIKKONEN (1991). Ensuite nous estimons le modèle à correction d'erreur associé. La seconde méthode, en une seule étape, estime directement ce modèle, puis effectue un test de cointégration de BOSWJIK (1994). Les deux modèles à correction d'erreur obtenus sont soumis à une batterie de tests, en particulier de stabilité des coefficients au cours du temps, ce qui est un moyen d'évaluer l'exogénéité des variables explicatives. Seules les équations ayant passé ces tests sont conservées.

La troisième section est consacrée à l'estimation de l'équation de demande de travail. Les principaux résultats obtenus sont une forte rigidité de l'emploi, et une élasticité négative de celui-ci par rapport à son coût et au taux d'intérêt. Ils concernent aussi la sensibilité de l'emploi à la durée du travail. La quatrième section porte sur l'équation de salaire. Celui-ci est assez flexible. Son élasticité est positive par rapport au coin salarial¹ et négative par rapport à sa progressivité. Elle est positive ou non significative par rapport au taux de remplacement. Sa sensibilité à la durée du travail est aussi évaluée.

Le dernier paragraphe de la section quatre éclate le coin salarial entre coin fiscal et terme de l'échange, et évalue si l'élasticité de long terme du coût réel du travail est

¹Le coin salarial (ou "wedge") désigne le rapport du coût réel du travail au taux de salaire réel net de taxes. Il dépend de la fiscalité et de la parafiscalité (coin fiscal) et du terme de l'échange.

plus faible par rapport à la première variable que par rapport à la seconde. Nous testons ainsi au niveau sectoriel un résultat de COTIS et LOUFIR (1990) pour lesquels une partie des cotisations sociales serait assimilée à un salaire par les syndicats. Nos résultats confirment la thèse de ces auteurs pour le secteur des biens manufacturés, mais pas pour les autres.

1. SPECIFICATION DES EQUATIONS

La plus grande partie de cette section est consacrée à la présentation d'un modèle d'équilibre partiel statique de la branche, qui comprend une équation de demande de travail et une équation de négociation salariale, et qui est inspiré de NICKELL et KONG (1992) et LAFFARGUE (1995). Nous avons cherché à rendre ce modèle aussi simple que possible, en faisant des hypothèses assez fortes, et en ignorant certaines caractéristiques économiques importantes. Ensuite nous examinons comment la prise en compte de ces caractéristiques altère les équations. Cette façon de procéder nous a paru moins lourde que celle qui aurait consisté à présenter un modèle complet. Nous estimerons plus bas des approximations log-linéaires de ces deux équations. Celle de négociation n'étant pas identifiable nous serons conduits à lui substituer une équation semi-réduite que nous interpréterons comme une relation de salaire.

Nous considérerons que les entreprises de la branche sont en concurrence monopolistique sur le marché des biens (paragraphe 1). La demande de travail fait l'objet du paragraphe 2, et la négociation salariale entre l'entreprise et son syndicat est examinée dans le paragraphe 3. Le problème d'identification et l'équation de salaire sont présentés dans le paragraphe 4. Le paragraphe 5 indique comment prendre en compte la progressivité des cotisations sociales. Le paragraphe 6 introduit quelques aspects complémentaires réalistes et le paragraphe 7 présente les équations à estimer.

1.1. Les biens²

Il existe m biens élémentaires indicés par i , de prix P_i , fabriqués chacun par une entreprise différente. Ces biens contribuent à la "production" de l'output de la branche. Plus précisément, en associant les montants Q_i , $i = 1, \dots, m$, d'inputs élémentaires,

²Ce paragraphe est inspiré de BLANCHARD et KIYOTAKI (1981).

nous obtenons une quantité Q de produit de la branche qui est une fonction CES symétrique des Q_i :

$$(1) Q^\eta = m^{\eta-1} \sum_i Q_i^\eta, \quad 0 < \eta < 1.$$

L'utilité d'un bien élémentaire ne s'exerce que par sa contribution au produit de la branche. La composition de celui-ci, Q_i / Q , s'obtient en minimisant son coût unitaire : $P = \sum_i P_i Q_i / Q$, sous la contrainte (1). P s'interprète comme le prix de production de la branche. Les conditions du premier ordre du programme donnent l'expression de P qui est la fonction duale de (1) :

$$(2) P^{\eta/(\eta-1)} = \sum_i P_i^{\eta/(\eta-1)} / m,$$

ainsi que le contenu du bien composite :

$$(3) Q_i / Q = (1 / m) (P_i / P)^{1/(\eta-1)}.$$

$1 / (\eta - 1)$ correspond ainsi à l'élasticité-prix de la demande et η indique le degré de concurrence sur les marchés des biens (pour : $\eta = 1$ on retrouve le cas de la libre concurrence).

1.2. La demande de travail

Considérons l'équilibre d'une entreprise particulière i . Sa production durant la période t est :

$$(4) Q_i = [\beta K_i^\omega + \beta' (S h^\varphi L_i)^\omega]^{-1/\omega}, \quad \omega > -1.$$

K_i est le capital disponible. Nous supposons que son évolution est exogène. L_i est l'emploi en heures. h représente la durée hebdomadaire du travail. On ne fait aucune hypothèse a priori sur le signe de φ . Si ce paramètre est négatif (positif) une diminution de la durée du travail augmente (diminue) la productivité de chaque heure travaillée. S représente le progrès technique que nous supposons neutre au sens de Harrod. La production nécessite une consommation intermédiaire de prix P_M :

$$(5) CI_i = ci Q_i,$$

où c_i représente le coefficient technique de la branche. La firme est confrontée à une demande pour son produit, qu'elle satisfait entièrement, donnée par l'équation (3).

L'emploi est parfaitement flexible. L'entreprise le détermine librement en maximisant son excédent brut d'exploitation courant :

$$(6) \pi_i = P_i Q_i - w_i (1 + \tau_i) L_i - c_i P_M Q_i ,$$

sous les contraintes (4) et (3). w_i est le taux de salaire horaire nominal et τ_i le taux des cotisations sociales employeurs. Les conditions du premier ordre de ce programme donnent :

$$(7) \eta \beta' S h^\varphi [\beta (S h^\varphi L_i / K_i)^\omega + \beta']^{-1-1/\omega} = (1 + \tau_i) w_i / P'_i ,$$

$$\text{avec : } P'_{it} = P_{it} - c_i P_{Mt} / \eta .$$

Cette équation égalise la productivité marginale du travail au coût réel de ce facteur, compte tenu du contexte de concurrence imparfaite où un accroissement de la production requiert une baisse du prix de vente. Par ailleurs, la prise en compte des consommations intermédiaires conduit à une distinction entre prix de production et prix de valeur ajoutée. P'_{it} , le déflateur du coût du travail, s'interprète ainsi comme le prix marginal de la valeur ajoutée. Il est lui aussi inférieur au prix moyen de la valeur ajoutée : $P''_i = P_i - c_i P_M$, et diffère de l'indice du prix à la valeur ajoutée tel que le définit la Comptabilité Nationale : $(P_i - c_i P_M) / (1 - c_i)$. Pour bien comprendre ces distinctions, il faut rappeler que dans un contexte de concurrence imparfaite, le producteur fixe son prix de production en tirant partie de sa position de marché qui lui permet d'affecter d'une marge $(1 / \eta)$ tous ses coûts unitaires de production et en particulier celui de la consommation intermédiaire (P_M multiplié par c_i).

Nous nous limitons dans cette étude aux seuls équilibres symétriques, où les mêmes décisions sont prises au niveau de chaque entreprise. L'agrégation est alors triviale : l'investissement, le capital, l'emploi, la production, le taux de salaire ont les mêmes valeurs dans chaque entreprise. Les agrégats associés sont identifiés par la même notation sans l'indice i . Ainsi l'équation (7) peut se réécrire au niveau de la branche sous forme d'une demande de travail qui est du type (si nous n'entrons plus dans les détails de la spécification) :

$$(8) L / K = f(\omega_1, c, S, h, \eta),$$

$$\text{avec : } \omega_1 = (1 + \tau_1) w / P,$$

$$c = c_i P_M / P = P_M CI / P Q.$$

ω_1 sera appelé coût réel du travail, et c contenu en consommation intermédiaire en valeur. La demande de travail décroît avec le coût de ce facteur et avec le poids des consommations intermédiaires en valeur (lorsque leur prix s'élève, par exemple, le prix marginal de la valeur ajoutée se trouve diminué ce qui renchérit le coût réel du travail). L'impact du progrès technique S dépend du signe de : $\beta' - \omega \beta (S h^\varphi L / K)^\omega$, qui est positif si l'élasticité de substitution est supérieure à la part de la rémunération du capital dans la rémunération totale des facteurs, ce qui est toujours vrai dans le cas d'une fonction de production de Cobb-Douglas et pour toute fonction CES dont les facteurs sont davantage substituables. L'impact de la durée du travail est de même signe que celui du progrès technique pour : $\varphi > 0$. Dès lors, si la substitution des facteurs est suffisamment forte, une réduction de la durée du travail qui diminuerait la productivité va se traduire dans le cadre de ce modèle par une réduction des effectifs. Inversement, la réduction des horaires augmente l'emploi s'il en va de même de la productivité. Enfin, une concurrence accrue sur le marché des biens élève l'emploi.

1.3. La négociation du salaire³

Le salaire w_{it} est négocié par la firme i et son syndicat. Si la négociation aboutit la firme reçoit le profit π_i donné par (6). Si nous prenons en compte la demande de travail (7) et la fonction de production (4), π_i peut être réécrit :

$$(9) \pi_i = (1 + \tau_1) w_i L_i \{ (P_i'' / P_i') [(\beta / \eta \beta') (S h^\varphi L_i / K_i)^\omega + 1 / \eta] - 1 \}.$$

Si aucun accord ne s'établit la production Q_i , l'emploi L_i et l'excédent brut d'exploitation π_i sont nuls.

Si la négociation aboutit la satisfaction du syndicat est :

$$(10) V_i = (\omega_{2i} + R)^{1-\delta} / (1 - \delta), \delta > 0,$$

³Ce paragraphe est inspiré de LAYARD, NICKELL et JACKMAN (1991).

avec : (11) $\omega_{2i} = (1 - \tau_2) (1 - \tau_3) w_i h / (1 + \tau_4) P_c$.

La fonction d'utilité du syndicat est du type HARA⁴. ω_{2i} représente le taux de salaire réel après taxes, en francs par semaines. P_c est l'indice des prix à la consommation hors taxes, τ_2 le taux des cotisations sociales payées par les salariés, τ_3 et τ_4 sont les taux d'imposition respectifs des revenus et de la consommation (TVA). R est une exogène qui peut s'interpréter comme les revenus non salariaux déduits du revenu minimum socialement acceptable d'un salarié. δ est un paramètre, qui correspond à l'aversion relative pour le risque dans le cas où : $R = 0$.

Si la négociation échoue la satisfaction du syndicat est : $TR V$, où V est la satisfaction d'un employé de la branche et TR le taux de remplacement, défini comme le rapport des satisfactions d'une personne qui vient de perdre son emploi et d'une autre qui l'a conservé. TR est bien sûr lui-même fonction du système d'indemnisation des chômeurs, de la part des cotisations sociales qui reste à leur charge, et des probabilités pour un chômeur (un employé) de trouver un (de perdre son) emploi qui dépendent elles-mêmes du taux de chômage dans l'économie (voir annexe 1).

Le critère de marchandage de Nash revient à maximiser la fonction : $\alpha \ln(V_i - TR V) + (1 - \alpha) \ln(\pi_i)$, $0 < \alpha < 1$, par rapport à w_i . α et $(1 - \alpha)$ représentent les pouvoirs de négociation respectifs du syndicat et de l'entreprise. L'application du théorème de l'enveloppe à l'expression (6) de π_i pour en calculer la dérivée, et l'utilisation de (9), permettent d'obtenir la condition du premier ordre de ce problème, c'est-à-dire le résultat de la négociation :

$$(12) \alpha (\partial V_i / \partial w_i) / (V_i - TR V) + (1 - \alpha) (\partial \pi_i / \partial w_i) / \pi_i = 0 ,$$

soit dans le cas de l'équilibre symétrique :

$$(13) (1 - TR) (1 + R / \omega_2) = [\alpha (1 - \delta) / (1 - \alpha)] \pi_i / [(1 + \tau_1) w_i L_i] ,$$

⁴"Hyperbolic Absolute Risk Aversion". Ce type de fonction d'utilité, qui est assez flexible et général, est très utilisé en finances.

avec : (14) $h\omega_1 = W \omega_2$,

$$(15) W = [(1 + \tau_1)(1 + \tau_4) / (1 - \tau_2)(1 - \tau_3)] P_C / P.$$

W représente le coin salarial.

1.4. L'équation de salaire

L'estimation économétrique portera sur des approximations log-linéaire des équations de demande de travail (8) et de négociation (13). Or la seconde de ces relations comprend toutes les variables de la première, plus quelques autres. Elle n'est donc pas identifiable⁵. On peut cependant utiliser l'équation (7) pour éliminer L / K de (13). Nous obtenons :

$$(16) (1 - TR) (1 + R W / h \omega_1) = \\ [\alpha (1 - \delta) / (1 - \alpha)] \{[(1 - c) / (1 - c / \eta)] [\eta \beta' S h^\varphi / (1 - c / \eta) \omega_1]^{\omega/(1+\omega)} / \eta \beta' - 1\}.$$

Nous nous plaçons dans le cas où : $\delta < 1$, c'est-à-dire où la concavité de la fonction d'utilité des syndicats est moindre que celle de préférences logarithmiques, et où : $R < 0$. Nous supposons aussi que : $\omega > 0$, c'est-à-dire que la fonction de production est à facteurs moins substituables qu'une Cobb-Douglas, et que : $c < \eta$. Il est alors facile de montrer que l'équation (16) définit implicitement l'équation de salaire :

$$(17) \omega_{it} = g(c_t, S_t, h_t, \eta, W_t, TR_t, \alpha),$$

qui a les propriétés suivantes. Le coût réel du travail s'élève avec le poids des consommations intermédiaires dont on a vu précédemment qu'elles réduisaient la demande de travail. Il en est de même avec le progrès technique incorporé au travail. L'impact d'une réduction du temps de travail est indéterminé si la productivité s'en trouve diminuée. Dans le cas, le plus probable, où la productivité augmente, le salaire net devient plus élevé. Dès lors, si les facteurs sont suffisamment substituables, une réduction du temps de travail élève à la fois l'emploi et le salaire horaire. Le coût du travail croît avec les allocations chômage qui figurent dans le taux de remplacement, ainsi qu'avec le coin

⁵Comme le remarque MANNING (1993) les deux équations non-linéaires (7) et (13) sont identifiables, à la différence de leurs approximations. Cependant les détails des spécifications non-linéaires ne nous ont pas semblé suffisamment robustes, et des estimations non-linéaires nous ont paru trop lourdes, pour que nous préférions opérer sur des approximations linéaires.

salarial. On rappelle que le taux de chômage de l'économie figure implicitement dans le taux de remplacement ; il influence ainsi négativement le coût du travail. Enfin celui-ci est d'autant plus élevé que les syndicats et le pouvoir de monopole des entreprises sont forts.

1.5. La progressivité des cotisations sociales

Jusqu'ici on a supposé que les taux de cotisations versés par les employeurs et par les salariés étaient constants quel que soit le niveau du salaire et qu'ainsi les prélèvements sociaux étaient uniformes. Dans la réalité ils sont dégressifs avec le montant du salaire. Un taux τ_1 est appliqué à la part du salaire inférieure à un plafond, et un second taux $t_1 < \tau_1$ est appliqué à la part du salaire qui lui est supérieure. En tenant compte de cette caractéristique institutionnelle dans le cadre du modèle théorique, il devient possible d'éclairer les conséquences sur les salaires et l'emploi de mesures de politique économique visant à rendre plus progressifs les prélèvements sociaux (telle une réduction du coût du travail de la main-d'oeuvre la moins qualifiée financée par un reprofilage des cotisations sociales). Dans cette perspective, il est commode d'avoir recours à un indicateur synthétique de progressivité inspiré de ceux étudiés par JAKOBSSON (1976) dont la logique est de rapporter le taux marginal du prélèvement au taux moyen.

Ainsi, nous supposons maintenant que les cotisations sociales employeurs versées par l'entreprise i ne sont plus : $\tau_1 w_i L_i$, mais : $[\tau_1 w + t_1 (w_i - w)] L_i$. t_1 est le taux marginal des cotisations, et dans l'équilibre symétrique où : $w_i = w$, τ_1 est le taux moyen. Les cotisations sont progressives (dégressives) si : $t_1 > (<) \tau_1$.

Le second membre de l'équation de demande de travail (7) s'écrit : $[w_i + \tau_1 w + t_1 (w_i - w)] / P_i$. Dans l'équilibre symétrique elle n'est pas altérée, et l'équation (8) n'est pas modifiée.

Dans l'expression (6) de l'excédent brut d'exploitation de l'entreprise π_i , le terme : $w_i (1 + \tau_1) L_i$ est remplacé par : $[w_i + \tau_1 w + t_1 (w_i - w)] L_i$. Sa dérivée par rapport à w_i n'est plus : $(1 + \tau_1) L_i$, mais : $(1 + t_1) L_i$. En revanche l'expression de l'excédent brut d'exploitation n'est pas modifiée dans l'équilibre symétrique. Ainsi dans l'équation de négociation (13) apparaît en facteur du membre de gauche le terme : $(1 + t_1) / (1 + \tau_1)$. Il peut être interprété comme un indicateur de progressivité de ces cotisations sociales⁶.

⁶Cet indicateur mesure la progressivité locale effective du prélèvement chez JAKOBSSON (1976). Il est supérieur à un si le taux marginal dépasse le taux moyen, ce qui est le cas

Nous supposons aussi que les cotisations sociales payées par un salarié de l'entreprise i ne sont plus : $\tau_2 w_i$, mais : $\tau_2 w + t_2 (w_i - w)$. t_2 est le taux marginal des cotisations, et dans l'équilibre symétrique, τ_2 est le taux moyen. Dans cet équilibre les équations de demande de travail (7) et (8) ne sont pas altérées, comme précédemment.

Le taux de salaire réel figurant dans la fonction d'utilité du syndicat i devient :

$$(11') \omega_{2i} = [w_i - \tau_2 w - t_2 (w_i - w)] (1 - \tau_3) h / (1 + \tau_4) P_C .$$

Dans l'expression de la dérivée de V_i par rapport à w_i , le facteur : $1 - \tau_2$, est remplacé par : $1 - t_2$. En revanche dans l'équilibre symétrique le terme : $V_i - TR V$, n'est pas altéré. Ainsi l'équation de négociation (13) voit s'ajouter à son membre de gauche le facteur : $(1 - \tau_2) / (1 - t_2)$, qui est un indicateur de progressivité de ces cotisations sociales.

Ces résultats conduisent à introduire l'indicateur de progressivité :

$$(18) p = [(1 + t_1) / (1 + \tau_1)] [(1 - \tau_2) / (1 - t_2)] .$$

Il apparaît en facteur des membres de gauche des équations de négociation (13) et de salaire (16). p est le 8ème argument de la forme explicite de l'équation de salaire (17), avec $g'_8 < 0$.

Nous remarquons ainsi que la progressivité des cotisations sociales n'a pas d'effet direct sur la demande de travail mais est cependant favorable à l'emploi puisqu'elle freine les salaires. En fait une augmentation de cette progressivité a le même effet qu'un affaiblissement du pouvoir du syndicat α relativement à celui de la firme. L'idée intuitive est qu'une progressivité des cotisations sociales réduit l'enjeu effectif d'une lutte pour obtenir une hausse de salaire, et donc freine les revendications.

Dans ce paragraphe nous ne prenons pas en compte le fait que la progressivité des cotisations sociales salariés affecte aussi le taux de remplacement des chômeurs : toutes choses égales par ailleurs une plus grande progressivité augmente le taux de remplacement,

avec un prélèvement progressif. Il est inférieur à l'unité dans le cas d'un prélèvement dégressif et égal à un si le prélèvement est uniforme.

ce qui exerce une pression à la hausse des salaires. Nous supposons par la suite que cet effet est dominé par le précédent. PISSARIDES (1990, chapitre 8) étudie ces deux effets⁷.

1.6. Quelques aspects complémentaires du modèle

a) Les équations (8) et (17) seront considérées comme décrivant des équilibres que l'économie ne vérifie jamais, mais vers lesquels elle tend à s'établir. Cela sera formalisé par un modèle à correction d'erreur. Nous prendrons ainsi en compte la rigidité de l'emploi et des salaires.

b) Nous pouvons admettre que l'embauche d'un travailleur a un coût fixe. Ainsi plus l'emploi courant est élevé, plus le coût d'embauche de la période suivante est faible. Cette économie doit figurer sous forme actualisée en déduction du coût courant du travail. L'embauche doit bien sûr être calculée à partir de l'emploi disponible hérité de la période précédente, après départs volontaires et mises à la retraite. Nous supposons qu'elle est non négative. Le taux d'actualisation i est le taux d'intérêt réel à court terme après taxes. i entre ainsi comme le 6ème argument de la demande de travail (8), avec $f'_6 < 0$ ⁸.

Ce mécanisme a bien sûr des conséquences pour l'équation de négociation, mais nous n'avons pas réussi à trouver des résultats simples et clairs pour l'effet du taux d'intérêt sur le coût réel du travail. D'autres effets du taux d'intérêt sur le marché du travail sont possibles. Remarquons cependant que nous considérons ce marché à capital productif donné exogène, et donc que les effets dépressifs d'un coût élevé de l'argent sur le capital n'ont pas à figurer dans notre modélisation.

c) η est l'inverse du taux de marge et peut s'interpréter comme mesurant l'inverse du pouvoir de monopole des firmes. Il n'est pas observable, mais nous supposons qu'il est plus élevé en période de basse que de haute conjoncture (voir ROTEMBERG et WOODFORD (1995) et PORTIER (1995)). Un indicateur de conjoncture C doit ainsi figurer comme 7ème argument de l'équation de demande de travail (8) avec : $f'_7 < 0$, et comme 10ème élément de l'équation de salaire (17) avec : $g'_{10} > 0$.

⁷Il aurait été souhaitable de prendre en compte également la progressivité de l'impôt sur les revenus, mais la complexité des barèmes fait qu'il est très difficile d'en obtenir une série temporelle satisfaisante.

⁸Ce raisonnement peut être aisément formalisé, mais au prix de quelques lourdeurs de calcul.

d) Le caractère non observable de η et du pouvoir syndical α , conduisent à introduire le temps dans les équations (8) et (17). Si le pouvoir de monopole des firmes augmente au cours du temps on s'attend à ce que cette variable intervienne négativement dans l'équation d'emploi. Si en plus le pouvoir syndical augmente au cours du temps, cette variable figurera positivement dans l'équation de salaire. La présence d'une tendance temporelle est aussi justifiée par la mauvaise mesure de certaines variables, en particulier l'indicateur du progrès technique S_t comme nous le verrons plus tard.

1.7. Les équations et les variables

Nous allons estimer sur données temporelles les approximations log-linéaires des équations (8) et (17), qui s'écrivent :

$$(19) \ln(L_t / K_t) = a_0 + a_1 \ln(\omega_{1t}) + a_2 \ln(c_t) + a_3 \ln(S_t)$$

$$+ a_4 \ln(h_t) + a_5 \ln(1 + i_t) + a_6 \ln(1 + C_t) + a_7 t .$$

signe de a_3 si - - - si le
 $\varphi > 0$, signe opposé pouvoir de monopole
autrement des firmes augmente
au cours du temps, + autrement

$$(20) \ln(\omega_{1t}) = b_0 + b_1 \ln(c_t) + b_2 \ln(S_t) + b_3 \ln(h_t)$$

? si $\varphi > 0$
- autrement

$$+ b_4 \ln(W_t) + b_5 \ln(TR_t) + b_6 \ln(p_t) + b_7 \ln(1 + i_t)$$

$$+ b_8 \ln(1 + C_t) + b_9 t .$$

+ si les pouvoirs de monopole des firmes
et de négociation des syndicats
augmentent au cours du temps, - autrement

Les signes attendus des coefficients sont indiqués en dessous de ceux-ci. Les variables sont :

L_t : emploi en heures-trimestre.

K_t : capital fixe en matériels de transport et autres matériels (début de période) en millions de F 1980.

ω_{lt} : coût réel du travail en F de l'heure : taux de salaire nominal * (1 + taux moyen des cotisations sociales employeurs) / prix à la production.

c_t : consommation intermédiaire / production, en valeurs.

S_t : indicateur du progrès technique.

h_t : durée hebdomadaire du travail en heures.

i_t : taux d'intérêt réel à court terme net de la taxation des revenus du capital.

C_t : indicateur de la conjoncture macro-économique : écart des logarithmes des PIB marchands en volume observé et tendanciel, obtenu par le filtre de Hodrick et Prescott .

t : temps.

W_t : coin salarial (1 + tmoyen des cotisations employeurs) * prix à la consommation TTC / [(1 - tmoyen des cotisations salariés) * (1 - tmoyen de l'impôt sur les revenus) * prix à la production].

TR_t : taux de remplacement du revenu des chômeurs.

p_t : progressivité des cotisations sociales : [(1 + tmarginal des cotisations employeurs) / (1 + tmoyen des cotisations employeurs)] * [(1 - tmoyen des cotisations salariés) / (1 - tmarginal des cotisations salariés)].

Les détails de la construction de ces séries sont donnés dans l'annexe 1. Nous avons utilisé aussi trois variables muettes dum1, dum2 et dum3, valant 1 respectivement à partir de 1982/3 , 1983/1 et 1986/3 et 0 avant. Elles représentent l'instauration d'un contrôle des prix, puis d'un plan de rigueur, pour les deux premières, et la fin de ce contrôle pour la dernière.

Les équations sont estimées sur données trimestrielles sur la période 1970/2-1992/2 pour les secteurs de METRIC produisant des biens marchands non financiers et non agricoles. Ces secteurs sont : U02 (industries agricoles et alimentaires), U03 (production et distribution d'énergie), V09 (biens manufacturés), U07 (industries de mise en oeuvre du bâtiment et du génie civil et agricole), U08 (commerce), U09 (transports et télécommunications), U1A (services marchands et location immobilière).

2. METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

Le premier paragraphe examine l'ordre d'intégration des séries. L'estimation des équations et des modèles à correction d'erreur peut être effectuée selon deux méthodes. La première, en deux étapes, fait l'objet du paragraphe 2. La seconde, en une étape, est présentée dans le paragraphe 3.

2.1. Ordre d'intégration des séries

Nous déterminons cet ordre en suivant une stratégie de tests emboîtés de FULLER (1967), Student et DICKKEY et Fuller (1981), mise au point par JOBERT (1992). Nous savons que ces tests ne sont pas très puissants sur des séries de la longueur de celles dont nous disposons. Aussi nous avons choisi de postuler qu'une variable avait le même ordre d'intégration quelle que soit la branche concernée.

La principale conclusion est que toutes les variables, exprimées en logarithme sont $I(1)$, parfois avec tendance déterministe, sauf évidemment l'indicateur de conjoncture $\ln(1 + C_t)$ qui est $I(0)$. Nous ne ferons plus figurer celui-ci dans les équations d'équilibre, mais il apparaîtra bien sûr dans les modèles à correction d'erreur. L'annexe 2 donne les résultats détaillés des tests d'intégration.

2.2. Méthode en deux étapes

Nous présentons d'abord un test d'existence d'une relation de cointégration. Nous examinons ensuite comment effectuer une estimation efficace de cette relation ainsi que des tests sur ses paramètres. Nous présentons ensuite l'estimation du modèle à correction d'erreur associé⁹.

a) *Test d'existence d'une relation de cointégration.*

L'équation d'équilibre que nous cherchons à estimer est :

$$(21) \ y_t = \sum_{i=1}^p b_i x_{it} + \eta_t .$$

La première question à poser est celle de la cointégration des $(p + 1)$ variables de l'équation. Pour tester celle-ci ENGLE et GRANGER (1987) proposent d'estimer (21) par les MCO, de calculer ses résidus $\hat{\eta}_t$, et de tester la stationnarité de ces derniers.

⁹Les estimations pour cette méthode et la suivante ont été faite grâce au logiciel PC-GIVE (DOORNIK et HENDRY (1992)).

b) *Estimation efficace de la relation de cointégration et tests sur les paramètres de celle-ci.*

Les estimateurs des b_i obtenus dans le sous-paragraphe précédent, ne sont pas efficaces, sauf si les x_{it} sont strictement exogènes. S'il n'en est pas ainsi SAIKKONEN (1991) a montré qu'on pouvait obtenir des estimateurs efficaces des b_i en ajoutant au terme de droite de l'équation (21) des avances et des retards des différences premières des x_{it} . L'équation ainsi augmentée est estimée par les MCO.

Cette procédure ne suffit pas en général à supprimer toutes les autocorrélations de η_t . HAMILTON (1994, section 19.3) propose d'évaluer celle-ci en estimant l'équation :

$$(22) \hat{\eta}_t = \sum_{i=1}^{k'} \gamma_i' \hat{\eta}_{t-1} + \varepsilon_t',$$

où ε_t' ne doit présenter aucune autocorrélation. Une statistique de Fisher sur l'équation augmentée doit alors être multipliée par : $\lambda^2 \sigma_1^2 / \sigma_2^2$, où σ_1^2 est l'estimateur de la variance du terme d'erreur de cette équation, σ_2^2 est l'estimateur de la variance du terme d'erreur de l'équation (23), et : $\lambda = 1 - \sum_{i=1}^{k'} \gamma_i'$. La statistique ainsi corrigée et multipliée par le nombre de restrictions, peut alors être comparée à une table du χ^2 . La statistique de Student devra être multipliée par : $\lambda \sigma_1 / \sigma_2$, avant d'être comparée à sa table..

c) *Modèle à correction d'erreur*¹⁰

Nous prenons le terme d'erreur e_t de la relation de cointégration et nous l'introduisons dans un modèle à correction d'erreur:

$$(23) \Delta y_t = \delta + \sum_{\tau=1}^{m'} \varphi_{\tau} \Delta y_{t-\tau} + \sum_{i=1}^p \sum_{\tau=0}^{m'} \psi_{i\tau} \Delta x_{i,t-\tau} + \zeta e_{t-1} + \eta_t'.$$

¹⁰Dans ce travail nous supposons que la fonction de demande de travail est une équation à correction d'erreur qui dépend de la relation de cointégration associée à cette demande, mais pas de celle de l'équation de salaire. De la même façon cette dernière équation ne dépend pas de la relation de cointégration de la demande de travail. Ces hypothèses sont conformes au développement théorique de la première section. Elles ne sont pas faites dans les travaux qui privilégient l'induction statistique sur la théorie économique (par exemple HENIN et CANDELON (1994)).

Ce modèle est estimé par les MCO. Le ratio de Student de ζ suit en l'absence de cointégration une loi non standard dont les propriétés sont inconnues. En présence de cointégration il suit une loi de Student. Si ce ratio est élevé et si ζ est négatif nous pouvons conclure à l'existence d'une relation de cointégration.

Cette estimation, comme celle du paragraphe précédent, suppose l'exogénéité faible des variables explicatives relativement aux paramètres. Celle-ci est testée indirectement en testant la stabilité des estimateurs des paramètres, à partir d'une estimation réursive de (23) (ENGLE et HENDRY (1993)).

2.3. Méthode en une étape

Celle-ci revient à estimer par les MCO l'équation :

$$(24) \Delta y_t = \sum_{\tau=1}^{m'} \varphi'_\tau \Delta y_{t-\tau} + \sum_{i=1}^p \sum_{\tau=1}^{m''} \psi'_{i\tau} \Delta x_{i,t-\tau} + a' + b'_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p b'_i x_{i,t-1} + \eta_t$$

Il est facile de comparer l'intensité du rappel de l'erreur dans cette équation et dans (24), ainsi que les coefficients de la relation de cointégration.

Le test correct de cointégration dans cette méthode est de vérifier la nullité simultanée des b'_0 et des b'_i par une statistique de Fisher. Celle-ci, multipliée par $(p + 1)$, a une distribution asymptotique qui a été tabulée par BOSWJIK (1994).

BANERJEE, DOLADO, GALBRAITH et HENDRY (1993) estiment que pour les tailles d'échantillon usuellement disponibles, en présence d'exogénéité faible et de cointégration, le test d'ENGLE et GRANGER conduit trop souvent à rejeter cette dernière alors que la méthode en une étape n'a pas ce défaut. Ils jugent aussi que dans le même cas, la non prise en considération de l'autocorrélation des erreurs dans la première étape de la méthode d'ENGLE et GRANGER conduit à des biais sur la relation de cointégration. En revanche si les variables explicatives n'ont pas les bonnes propriétés d'exogénéité, la méthode en deux étapes permet une estimation correcte de la relation de cointégration (mais pas du modèle à correction d'erreur). La méthode en une étape n'a pas cette vertu.

3. LA DEMANDE DE TRAVAIL

Le premier paragraphe donne les résultats du test de cointégration d'ENGLE et GRANGER. Le second paragraphe est consacré aux relations de cointégration calculées par la méthode de SAIKKONEN. Les erreurs des relations de cointégration ainsi obtenues sont introduites dans un modèle à correction d'erreur, estimé dans le paragraphe 3. Le paragraphe 4 présente les résultats de l'estimation en une étape et ceux du test de BOSWJK. Les résultats retenus sont rassemblés, puis commentés, dans le paragraphe 5.

3.1. Test de cointégration d'ENGLE et GRANGER

Le Tableau 1 donne les valeurs des paramètres pour les régressions d'ENGLE et GRANGER, les R^2 de celles-ci, et les statistiques de Student relatives aux tests d'intégration sur les résidus. La cointégration n'est pas rejetée à 5 % pour les secteurs U08 et U1A, ni à 10 % pour le secteur U03. Elle l'est modérément pour les secteurs V09 et U07, et plus nettement pour les secteurs U02 et U09. Cependant on rappelle que ce test de cointégration peut être excessivement sévère sur des échantillons de la taille de ceux dont nous disposons.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transp. Télécom. U09	Services U1A
$\ln(\omega_1)$	-0,810	-0,229	-0,033	-0,568	-1,408	-0,546	-1,894
$\ln(c)$	-0,906	-0,151	-0,140	-0,228	0,398	0,024	0,099
$\ln(S)$	0,149	0,009	-0,027	0,012	0,308	-0,112	0,987
$\ln(h)$	-0,214	2,411	2,116	2,235	4,560	3,306	-1,738
$\ln(1+i)$	-0,109	-0,044	0,106	0,090	0,248	-0,106	-0,193
t	-0,0057	-0,0046	-0,0104	-0,0011	-0,0021	-0,0071	-0,0063
R^2	0,9987	0,9967	0,9996	0,9967	0,9951	0,9938	0,9986
Student	-3,05	4,96	-4,16	-4,21	-5,34	-3,54	-5,29

TABLEAU 1. DEMANDE DE TRAVAIL. TEST DE COINTEGRATION D'ENGLE-GRANGER

3.2. Estimation de la relation de cointégration par la méthode de SAIKKONEN

Le Tableau 2 donne les valeurs des paramètres de la relation de cointégration, et les statistiques de Student de ceux-ci, pour les estimations opérées selon la méthode de SAIKKONEN. Les statistiques de Student ont été multipliées par le coefficient $\lambda \sigma_1 / \sigma_2^{11}$. Elles peuvent ainsi être comparées à la valeur critique 1,96 usuelle. On remarque que la demande de travail a une élasticité par rapport à son coût significativement ou presque significativement négative dans tous les cas, sauf le secteur U07.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transp. Télécom. U09	Services U1A
$\ln(\omega_1)$	-0,734 (-35,70)	-0,251 (-6,65)	-0,345 (-4,40)	0,473 (4,75)	-1,137 (-14,31)	-0,878 (-7,56)	-3,944 (-11,86)
$\ln(c)$	-1,261 (-19,51)	-0,170 (-9,53)	-0,705 (-6,49)	-1,200 (-12,62)	0,005 (0,10)	0,092 (0,70)	0,595 (5,69)
$\ln(S)$	0,133 (17,07)	-0,022 (-1,35)	0,055 (3,14)	-0,141 (-5,97)	0,289 (11,42)	-0,116 (-3,66)	1,398 (14,07)
$\ln(h)$	-0,368 (-6,90)	1,736 (11,45)	1,786 (11,34)	3,419 (21,74)	5,517 (27,74)	2,613 (8,91)	-8,538 (-9,30)
$\ln(1+i)$	-0,178 (-5,87)	-0,424 (-4,58)	1,072 (8,25)	-0,836 (-11,24)	-0,170 (-3,69)	0,613 (2,74)	-0,965 (-7,70)
t	-0,0065 (-37,75)	-0,0059 (-15,92)	-0,0094 (-20,86)	-0,0036 (-8,80)	-0,0010 (-2,54)	-0,0051 (-5,48)	-0,0021 (-2,04)

TABLEAU 2. DEMANDE DE TRAVAIL. ESTIMATION DE LA RELATION DE COINTEGRATION

3.3. Modèle à correction d'erreur

Nous avons calculé les termes d'erreur des relations de cointégration obtenues par la méthode de SAIKKONEN. Puis nous avons estimé les équations à correction d'erreur associées. Le Tableau 3 donne les coefficients du terme d'erreur et de l'indicateur de conjoncture, ainsi que leurs statistiques de Student. Le secteur U07 ne figure pas : la relation de cointégration présente une élasticité positive de la demande de travail par rapport au coût de celui-ci.

¹¹On a bien sûr vérifié la stabilité des processus suivis par les termes d'erreur des régressions de SAIKKONEN.

Les tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité, d'absence d'effet ARCH et de normalité des erreurs sont presque toujours satisfaisants. Les exceptions sont le rejet de la normalité pour les secteurs U02, U03 et U09. Le coefficient du terme d'erreur a le signe moins attendu, sauf pour le secteur V09.

Les estimations ont été menées de façon récursive, ce qui nous a permis de tester leur stabilité. On sait que celle-ci est un indicateur de l'exogénéité faible des variables explicatives. Cette stabilité n'est pas satisfaisante pour les secteurs U03 et V09. Elle est presque parfaite pour le secteur U1A. Elle est parfaite pour les secteurs U02, U08 et U09.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
Terme d'erreur $\ln(1+C)$	-0,119 (-5,19)	-0,030 (-3,88)	0,022 (2,82)	-0,025 (-2,48)	-0,052 (-5,05)	-0,074 (-4,78)
$\ln(1+C_{-1})$		0,072 (2,07)	0,074 (3,35)		0,176 (3,90)	-0,083 (-2,08)
$\ln(1+C_{-2})$		-0,073 (-2,14)	-0,081 (-3,46)		-0,152 (-3,41)	
$\ln(1+C_{-3})$						-0,120 (-2,70)

TABLEAU 3. DEMANDE DE TRAVAIL. MODELE A CORRECTION D'ERREUR

3.4. Estimation en une étape

Le Tableau 4 concerne l'estimation d'un modèle à correction d'erreur en une étape. Pour chaque secteur il donne le coefficient du terme d'erreur, les paramètres de la relation de cointégration implicite, et les coefficients de l'indicateur de conjoncture. Il donne aussi les statistiques de Student des paramètres du modèle estimé¹², et celle de BOSWJIK qui teste la nullité de l'ensemble de ces paramètres¹³.

¹²Dans les notations de l'équation (24) nous faisons figurer dans le Tableau 4 les valeurs des b'_0 et $-b'_i / b'_0$, ainsi que les statistiques de Student des b'_0 et des b'_i .

¹³C'est-à-dire des b'_0 et des b'_i .

Les tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité, d'absence d'effet ARCH et de normalité des erreurs, sont presque toujours satisfaisants. Les exceptions sont le rejet de la normalité pour le secteur U1A, et de l'homoscédasticité pour le secteur U08. Le coefficient du terme d'erreur est significativement du signe moins attendu dans les secteurs U02, U03, V09, U07 et U08. Il est encore négatif dans le secteur U1A et positif dans le secteur U09. Mais dans chacun de ces deux cas il est très faible en valeur absolue et non significativement différent de zéro. L'élasticité de long terme de la demande de travail par rapport au coût de ce facteur est négative et significativement ou presque significativement différente de zéro pour les secteurs U02, U07 et U08. Elle est négative ou positive, mais d'une très faible valeur absolue et non significativement différente de zéro pour les secteurs U03 et V09. Elle est positive et très élevée pour les secteurs U09 et U1A.

La stabilité des coefficients est très bonne pour les secteurs U07 et U09, bonne pour les secteurs U02 et U08, médiocre pour le secteur V09 et mauvaise pour les secteurs U03 et U1A.

Le test de BOSWJIK rejette toujours l'absence de cointégration, sauf qu'il est presque à son seuil critique pour le secteur U07.

		IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
Terme	d'erreur	-0,124 (-4,13)	-0,071 (-3,69)	-0,065 (-3,02)	-0,058 (-3,88)	-0,037 (-3,48)	0,010 (0,72)	-0,011 (-0,61)
R C	$\ln(\omega_1)$	-0,395 (-2,24)	0,027 (0,18)	-0,021 (-0,11)	-1,780 (-2,98)	-0,841 (-1,69)	5,142 (-2,32)	8,506 (1,89)
E O	$\ln(c)$	-1,288 (-4,76)	-0,196 (-1,65)	0,189 (0,83)	0,563 (2,06)	0,202 (0,84)	-0,937 (0,76)	-3,506 (-1,61)
L I	$\ln(S)$	0,099 (2,14)	-0,092 (-1,91)	-0,072 (-1,60)	0,198 (1,44)	0,214 (1,40)	-1,549 (2,54)	-2,466 (-1,27)
A N	$\ln(h)$	-0,110 (-0,67)	1,610 (3,70)	0,296 (0,40)	0,126 (0,13)	2,885 (1,51)	24,356 (-3,23)	-0,682 (-0,11)
T T	$\ln(1+i)$	-0,033 (-0,32)	0,551 (2,54)	-0,534 (-2,25)	-1,469 (-3,39)	-1,231 (-4,29)	-2,397 (1,99)	-3,421 (-2,13)
I E	t	-0,0087 (-4,74)	-0,0059 (-3,79)	-0,0126 (3,66)	0,024 (1,04)	-0,0013 (-0,61)	-0,0489 (2,20)	-0,0618 (-4,67)
O G	$\ln(1+C)$			0,100 (3,83)			0,060 (1,98)	0,099 (1,92)
N R	$\ln(1+C_{-1})$	-0,045 (-1,95)						-0,103 (-2,06)
A	$\ln(1+C_{-2})$				-0,056 (-1,68)			
D T	Test de BOSWJK	66,5	39,1	54,1	25,7	36,8	42,3	32,0

TABLEAU 4. DEMANDE DE TRAVAIL. ESTIMATION EN UNE ETAPE

3.5. Résultats et commentaires

Le Tableau 5 résume les résultats de la section, ses chiffres s'interprétant comme des élasticités de la demande de travail en heures, à capital donné, par rapport aux différentes variables. Les coefficients non significativement différents de zéro comportent la mention (n.s) en dessous. Nous n'avons obtenu aucune estimation satisfaisante pour le secteur de l'énergie. Nous en disposons de deux concurrentes pour les secteurs des IAA et du commerce.

		IAA U02	IAA U02	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
Terme	d'erreur	-0,124	-0,119	-0,065	-0,058	-0,037	-0,025	-0,052	-0,074
R C	$\ln(\omega_1)$	-0,395	-0,734	-0,021	-1,780	-0,841	-1,137	-0,878	-3,944
E O				(n,s)		(n,s)			
L I	$\ln(c)$	-1,288	-1,261	0,189	0,563	0,202	0,005	0,092	0,595
A N				(n,s)		(n,s)	(n,s)	(n,s)	
T T	$\ln(S)$	0,099	0,133	-0,072	0,198	0,214	0,289	-0,116	1,398
I E				(n,s)	(n,s)	(n,s)			
O G	$\ln(h)$	-0,110	-0,368	0,296	0,126	2,885	5,517	2,613	-8,538
N R		(n,s)		(n,s)	(n,s)	(n,s)			
A	$\ln(1+i)$	-0,033	-0,178	-0,534	-1,469	-1,231	-0,170	0,613	-0,965
D T		(n,s)							
E I	t	-0,0087	-0,0065	-0,0126	0,024	-0,0013	-0,0010	-0,0051	-0,0021
ON				(n,s)	(n,s)				
	$\ln(1+C)$			0,100				0,176	
	$\ln(1+C_{-1})$	-0,045						-0,152	-0,083
	$\ln(1+C_{-2})$				-0,056				
					(n,s)				
	$\ln(1+C_{-3})$								-0,120

TABLEAU 5. DEMANDE DE TRAVAIL. RESULTATS

Les principaux résultats sont :

1) Dans toutes les branches, la modération salariale est favorable à l'emploi : l'élasticité de la demande de travail par rapport au coût de ce facteur est toujours négative. Cet effet est plus ou moins fort selon les branches. Il est le plus faible dans l'industrie manufacturière et le plus important dans les services marchands. Globalement, les secteurs industriels présentent des élasticités plus faibles que les secteurs des services et celui du bâtiment. HAMERMESH (1986) concluait à une élasticité emploi-salaire comprise entre 0.15 et -0.50 , mais à production donnée.

2) L'effet du progrès technique sur la demande de travail est positif dans tous les secteurs à l'exception de l'industrie manufacturière et des transports et services de télécommunication. Dans le cadre du modèle théorique, ce constat correspond à une faible substituabilité entre capital et travail dans ces deux secteurs. Dans les autres secteurs,

les facteurs sont suffisamment substituables pour que le progrès technique soit favorable à l'emploi.

3) Pour commenter l'effet de la durée du travail sur l'emploi, deux précisions préalables s'imposent. D'une part, les résultats sont estimés toutes choses égales par ailleurs et en particulier à coût réel horaire du travail inchangé. Ils se rapportent donc à des réductions de la durée du travail sans compensation salariale, ce qui correspond au cas jugé le plus favorable pour l'emploi. D'autre part, la demande de travail est mesurée en heures travaillées. Pour que l'effet d'une réduction du temps de travail soit favorable sur les effectifs employés, il est donc nécessaire que l'élasticité estimée soit plus petite que un. C'est le cas pour tous les secteurs, excepté le commerce et les transports et télécommunications. L'effet est toutefois relativement faible pour les IAA, l'industrie manufacturière et le bâtiment. C'est dans le secteurs des services marchands qu'une baisse de la durée du travail produit l'effet le plus favorable à l'emploi.

4) Dans le modèle théorique, la réduction de la durée du travail se traduit par un accroissement de la productivité ($\varphi < 0$) dans le cas où l'effet sur l'emploi de la durée et du progrès technique sont de signes inverses. C'est le cas pour toutes les branches excepté le bâtiment et le commerce où une réduction de la durée irait donc de pair avec une productivité plus faible.

5) L'élasticité de la demande de travail par rapport au taux d'intérêt a le signe moins attendu dans tous les cas sauf un. Sa valeur diffère cependant beaucoup selon les secteurs.

6) Le coefficient de la tendance temporelle t a presque toujours un signe assez fortement négatif : le taux de baisse tendanciel de l'emploi est de l'ordre de 0,5 % par trimestre ce qui peut sembler excessivement élevé. Une explication théorique concluerait à un renforcement du pouvoir de monopole des firmes. Une autre interprétation, plus vraisemblable, est que l'indicateur de progrès technique S mesure mal celui-ci, pour les raisons données dans l'Annexe 1 ; la tendance temporelle reflèterait donc une erreur de mesure de celui-ci. La part du progrès technique saisie par S aurait un effet positif sur l'emploi, et celle incluse dans t un effet négatif, cela toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à capital donné.

7) Le coefficient du terme de rappel du modèle à correction d'erreur est toujours significativement négatif, mais est faible en valeur absolue. Cela s'interprète comme une forte rigidité de la demande de travail, qui ne s'ajuste que lentement à sa valeur de long terme.

8) Enfin il est difficile de trouver une interprétation économique des coefficients de l'indicateur de conjoncture.

4. L'EQUATION DE SALAIRE

Nous adoptons le même plan que pour la section 4.

4.1 Test de cointégration d'ENGLE et GRANGER

Le Tableau 6 donne les valeurs des paramètres pour les régressions d'ENGLE et GRANGER, les R^2 de celles-ci, et les statistiques de Student relatives aux tests d'intégration sur les résidus. La cointégration n'est pas rejetée à 5 % pour les secteurs U07 et U09. Elle l'est modérément pour les secteurs U02, U03, V09 et U1A, plus nettement pour le secteur U08. Cependant on rappelle que ce test de cointégration peut être excessivement sévère sur des échantillons de la taille de ceux dont nous disposons.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
ln(c)	-1,057	-0,155	-0,379	0,353	-0,036	0,071	0,100
ln(S)	0,220	0,221	0,063	0,236	0,305	0,139	0,132
ln(h)	-1,033	-0,409	-1,440	-0,505	-0,740	-1,546	-1,495
ln(W)	-0,146	0,258	0,505	-0,024	-0,124	0,641	0,299
ln(TR)	0,466	0,538	0,062	0,053	0,084	0,067	0,063
ln(p)	-0,003	-0,986	-0,459	-0,180	-0,386	-0,274	-1,426
ln(1+i)	-0,235	-0,135	0,106	0,042	-0,117	-0,023	-0,077
t	0,0054	0,0076	0,0064	0,0047	0,0049	0,0048	0,0049
R^2	0,9961	0,9923	0,9981	0,9983	0,9923	0,9965	0,9959
Student	-5,22	-4,65	-4,79	-5,74	-3,81	-6,28	-5,12

TABLEAU 6. EQUATION DE SALAIRE. TEST DE COINTEGRATION D'ENGLE-GRANGER

4.2. Estimation de la relation de cointégration par la méthode de SAIKKONEN

Le Tableau 7 donne les valeurs des paramètres de la relation de cointégration, et les statistiques de Student de ceux-ci, pour les estimations opérées selon la méthode de SAIKKONEN. Les statistiques de Student ont été multipliées par le coefficient $\lambda \sigma_1 / \sigma_2$.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
ln(c)	-1,779 (-45,08)	-0,220 (-10,74)	-0,743 (-23,45)	-0,882 (-22,48)	-0,568 (-12,68)	0,402 (5,82)	0,220 (6,64)
ln(S)	0,185 (39,67)	0,333 (18,13)	0,108 (34,65)	0,320 (37,33)	0,545 (34,92)	0,204 (15,48)	0,250 (23,99)
ln(h)	-1,931 (-92,30)	0,920 (4,96)	-2,196 (36,31)	0,633 (8,15)	0,014 (0,14)	-1,168 (-9,66)	-0,323 (-3,15)
ln(W)	-0,080 (-2,85)	0,005 (0,11)	0,646 (34,31)	1,009 (27,97)	-0,764 (-15,41)	0,345 (6,29)	-0,080 (-1,77)
ln(TR)	0,758 (59,17)	0,685 (24,03)	0,182 (23,79)	0,401 (28,35)	-0,178 (-7,440)	0,260 (10,38)	-0,011 (-0,69)
ln(p)	0,575 (12,98)	-1,254 (-12,33)	0,143 (5,11)	-0,549 (-20,93)	-0,211 (-4,74)	-0,004 (-0,06)	-1,586 (-18,49)
ln(1+i)	-0,775 (-26,47)	0,038 (0,525)	0,965 (26,53)	0,220 (9,64)	-0,191 (-4,69)	-0,054 (-0,79)	0,251 (6,61)
t	0,0027 (10,11)	0,0098 (43,36)	0,0028 (16,03)	0,0060 (32,30)	0,0070 (47,23)	0,0051 (13,08)	0,0063 (38,30)

TABLEAU 7. EQUATION DE SALAIRE. ESTIMATION DE LA RELATION DE COINTEGRATION

4.3. Modèle à correction d'erreur

Nous avons calculé les termes d'erreur des relations de cointégration obtenues par la méthode de SAIKKONEN. puis nous avons estimé les équations à correction d'erreur associées. Le Tableau 8 donne les coefficients du terme d'erreur et de l'indicateur de conjoncture, ainsi que leurs statistiques de Student.

Les tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité, d'absence d'effet ARCH et de normalité des erreurs sont presque toujours satisfaisants. La seule exception est le rejet de l'homoscédasticité pour le secteur U03. Le coefficient du terme d'erreur a toujours le signe moins attendu. La statistique de Student n'est cependant inférieure à -3 que pour les secteurs U08, U09 et U1A, et encore tout juste pour le premier de ces secteurs.

Les estimations ont été menées de façon récursive, ce qui nous a permis de tester leur stabilité. Celle-ci est bonne pour les secteurs U02, V09, U07 et U08, moyenne pour U1A. Elle est mauvaise pour les secteurs U03 et U09.

	IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A
Terme d'erreur $\ln(1+C)$	-0,047 (-1,60)	-0,177 (-2,41)	-0,054 (-1,71)	-0,041 (-2,28)	-0,106 (-3,06)	-0,267 (-3,72)	-0,265 (-6,34)
$\ln(1+C_{-1})$			0,662 (6,53)	0,347 (4,86)		0,608 (2,96)	
			-0,826 (-7,68)	-0,411 (-4,49)		-0,525 (-2,814)	-0,139 (-3,49)

TABLEAU 8. EQUATION DE SALAIRE. MODELE A CORRECTION D'ERREUR

4.4. Estimation en une étape

Le Tableau 9 concerne l'estimation d'un modèle à correction d'erreur en une étape. Pour chaque secteur il donne le coefficient du terme d'erreur, les paramètres de la relation de cointégration implicite, et les coefficients de l'indicateur de conjoncture. Il donne aussi les statistiques de Student des paramètres du modèle estimé, et celle de BOSWJIK qui teste la nullité de l'ensemble de ces paramètres.

Les test d'autocorrélation, d'homoscédasticité, d'absence d'effet ARCH et de normalité des erreurs, sont toujours satisfaisants. Le coefficient du terme d'erreur est significativement ou presque négatif, et d'une taille appréciable (il va de -0,116 à -0,585). L'élasticité du taux de salaire par rapport au progrès technique S a le signe plus attendu dans tous les cas, sauf celui du secteur U08 où elle est négligeable. L'élasticité par rapport au coin salarial est toujours positive, sauf pour le secteur U02 où elle est significativement négative. Celle par rapport à la progressivité du coin salarial est toujours négative, sauf pour le secteur U09 où elle n'est pas significativement différente de zéro. Celle par rapport au taux de remplacement est trois fois significativement positive, et quatre fois non significativement différente de zéro.

La stabilité des coefficients est bonne pour les secteurs U02, U03, V09, U1A, assez bonne pour le secteur U08, et mauvaise pour les secteurs U07 et U09. Le test de BOSWJIK rejette l'absence de cointégration dans tous les cas, sauf pour le secteur U03.

		IAA U02	Energie U03	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Commerce Télécom. U09	Services U1A
Terme	d'erreur	-0,165 (-3,80)	-0,193 (-2,43)	-0,387 (-4,43)	-0,233 (-4,84)	-0,135 (-2,04)	-0,585 (-6,80)	-0,290 (-5,41)
R C E O L I A N T T I E O G N R	ln(c)	-0,908 (-1,81)	0,288 (1,95)	-0,687 (-5,17)	0,125 (0,72)	-0,261 (-0,78)	0,258 (2,21)	0,053 (0,61)
	ln(S)	0,120 (1,56)	0,407 (2,49)	0,109 (2,72)	0,279 (5,44)	0,026 (0,13)	0,174 (4,67)	0,051 (1,25)
	ln(h)	0,923 (1,24)	1,772 (1,37)	-1,472 (-4,01)	0,076 (0,25)	-0,431 (-0,47)	-1,517 (-3,66)	-0,937 (-3,05)
	ln(W)	-0,520 (-2,23)	0,217 (0,61)	0,173 (1,43)	0,543 (3,44)	0,710 (1,62)	0,580 (4,77)	0,653 (4,22)
	ln(TR)	0,345 (2,21)	0,716 (2,30)	-0,040 (-0,77)	0,161 (2,32)	-0,192 (-1,24)	0,072 (1,21)	0,050 (1,17)
	ln(p)	-1,347 (-3,64)	-0,613 (-0,73)	-0,259 (-1,64)	-0,181 (-1,10)	-1,262 (-3,02)	0,116 (-0,59)	-0,725 (-2,28)
	ln(1+i)	0,331 (1,12)	-0,038 (-0,22)	0,114 (1,11)	0,186 (1,50)	0,749 (2,29)	-0,349 (-1,67)	0,297 (3,58)
	t	0,0139 (5,21)	0,0094 (2,68)	0,0068 (3,93)	0,0047 (5,16)	0,0021 (0,85)	0,0043 (3,86)	0,0040 (4,01)
	ln(1+C)			0,663 (5,98)	0,179 (3,18)	0,516 (4,82)		
	ln(1+C ₋₁)	-0,272 (-3,08)		-0,361 (-3,00)				
A D T E I O N	ln(1+C ₋₂)			-0,226 (-2,76)	-0,206 (-3,25)	-0,355 (-3,75)		
	ln(1+C ₋₃)		-0,285 (-2,52)					
	Test de BOSWJK	80,2	25,9	63,2	57,6	56,9	51,5	99,2

TABLEAU 9. EQUATION DE SALAIRE. ESTIMATION EN UNE ETAPE

4.5. Résultats et commentaires

Le Tableau 10 résume les résultats les plus satisfaisants de la section, ses chiffres s'interprétant comme l'élasticité du coût réel du travail par rapport aux différentes variables. Nous leur avons rajouté les relations de cointégration, obtenus par la méthode de SAIKKONEN, pour les secteurs U07 et U09, bien que les modèles à correction d'erreur associés aient des coefficients instables, et que le coefficient du terme d'erreur du premier secteur soit non significatif, parce que le test d'ENGLE et GRANGER ne rejette pas la cointégration. Bien sûr nous n'avons pas retenu les modèles à correction d'erreur de ces secteurs. Nous disposons ainsi d'une estimation pour chaque secteur, sauf les services où nous en obtenons deux, et l'énergie où nous n'en obtenons aucune.

		IAA U02	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A	Services U1A
Terme	d'erreur	-0,165	-0,387	-0,041	-0,135		-0,290	-0,265
R C E O L I A N T T I E O G N R A D T E I O N	ln(c)	-0,908 (n,s)	-0,687	-0,882	-0,261 (n,s)	0,402	0,053 (n,s)	0,220
	ln(S)	0,120 (n,s)	0,109	0,320	0,026 (n,s)	0,204	0,051 (n,s)	0,250
	ln(h)	0,923 (n,s)	-1,472	0,633	-0,431 (n,s)	-1,168	-0,937	-0,323
	ln(W)	-0,520	0,173 (n,s)	1,009	0,710 (n,s)	0,345	0,653 (n,s)	-0,080 (n,s)
	ln(TR)	0,345	-0,040 (n,s)	0,401	-0,192 (n,s)	0,260	0,050 (n,s)	-0,011 (n,s)
	ln(p)	-1,347	-0,259 (n,s)	-0,549	-1,262	-0,004 (n,s)	-0,725	-1,586
	ln(1+i)	0,331 (n,s)	0,114 (n,s)	0,220	0,749	-0,054 (n,s)	0,297	0,258
	t	0,0139	0,0068	0,006	0,0021 (n,s)	0,0051	0,0040	0,0063
	ln(1+C)		0,663	0,347	0,516			
	ln(1+C ₋₁)	-0,272	-0,361	-0,411				-0,139
	ln(1+C ₋₂)		-0,226		-0,355			
	ln(1+C ₋₃)							

TABLEAU 10. EQUATION DE SALAIRES. RESULTATS

Les principaux résultats obtenus sont :

1) Conformément aux prédictions du modèle théorique l'élasticité du coût réel horaire du travail par rapport à l'indicateur de progrès technique S est positive. Cette élasticité est cependant faible, de l'ordre de 0,1 ou 0,2. Le coefficient de la tendance temporelle est toujours positif : le taux de hausse tendanciel du coût du travail est de l'ordre de 0,5 % par trimestre. Cette tendance semble donc incorporer une part du progrès technique qui n'est pas prise en compte par S.

2) On a vu précédemment que dans tous les secteurs, à l'exception du bâtiment et du commerce, une réduction de la durée du travail se traduit par un accroissement de la

productivité ($\varphi < 0$). Dans ce cas, le modèle théorique prédit un accroissement du coût horaire du travail dont l'élasticité par rapport à la durée doit donc être négative. Cela est vérifié pour les secteurs restants, excepté les IAA où l'élasticité n'est pas significativement différente de zéro. Dans l'industrie manufacturière, les transports et télécommunications et les services marchands, une réduction de la durée du travail se traduit par un accroissement du coût du travail. L'élasticité est d'ailleurs supérieure à l'unité pour les deux premiers secteurs ce qui peut être rapproché des faibles résultats en termes d'emplois qui ont été présentés précédemment. Dans les services marchands, où l'effet sur l'emploi était le plus important, l'impact sur le coût du travail est le plus faible.

3) Dans presque tous les cas l'élasticité du coût du travail par rapport au niveau du coin salarial est positive. Elle est proche de 1 pour les BTP et le commerce, nettement plus faible pour les autres secteurs. Cette élasticité s'interprète comme la part à la charge de l'entreprise quand les cotisations sociales augmentent marginalement.

4) Conformément à la théorie, une augmentation de la progressivité du coin salarial réduit le coût réel du travail.

5) L'élasticité du coût du travail par rapport au taux de remplacement est positive ou non significative.

6) Une hausse du taux d'intérêt accroît le coût réel du travail.

7) Le coefficient du terme de rappel du modèle à correction d'erreur est presque toujours significativement négatif, et assez élevé en valeur absolue. Cela s'interprète comme une flexibilité assez forte du coût réel du travail, qui s'ajuste assez rapidement à sa valeur de long terme.

8) Enfin il est difficile de trouver une interprétation économique des coefficients de l'indicateur de conjoncture.

4.6. Elasticité de long terme du coût réel du travail par rapport aux coins

COTIS et LOUFIR (1990), et COLLARD et HENIN (1993), défendent la thèse qu'une augmentation du coin salarial a un effet sur le coût réel du travail moins fort quand elle résulte d'une élévation des cotisations sociales employeurs ou employés, que d'une

déformation du terme de l'échange. Il en serait ainsi car les salariés et leurs syndicats considéreraient qu'un accroissement des cotisations employeurs d'un certain montant améliore leur sort d'une fraction de ce montant, et modèreraient ainsi leur ardeur revendicative. De même une augmentation des cotisations employés d'une certaine somme ne serait considérée comme une réduction de revenus que pour une part de cette somme. En effet les cotisations servent à financer les retraites, les dépenses de santé, etc... qui bénéficient directement aux salariés ; elles diffèrent donc fondamentalement d'une détérioration du terme de l'échange qui profite au reste du monde.

Pour aborder cette question nous avons éclaté le coin salarial W en coin social WS et coin non social WNS . Dans les notations du paragraphe 1.3 nous avons :

$$\begin{aligned} (25) \quad WS_t &= (1 + \tau_{1t}) / (1 - \tau_{2t}) , \\ WNS_t &= [(1 + \tau_{4t}) / (1 - \tau_{3t})] P_{Ct} / P_t , \\ W_t &= WS_t WNS_t . \end{aligned}$$

Le coin social prend en compte les cotisations sociales, alors que le coin non social concerne l'impôt sur les revenus et le terme de l'échange TVA incluse.

Nous avons refait les régressions du Tableau 10 en remplaçant le niveau du coin salarial total $\ln(W)$ par ceux des coins social et non social : $\ln(WS)$ et $\ln(WNS)$. Le Tableau 11 donne les résultats obtenus. La thèse de COTIS et LOUFIR semble vérifiée pour le secteur des biens manufacturés (V09). Pour les autres il est difficile de voir une différence systématique entre les effets des coins social et non social sur le coût réel du travail.

	IAA U02	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A	Services U1A
Coin total	-0,520 (-2,23)	0,173 (1,43)	1,009 (27,97)	0,710 (1,62)	0,345 (6,29)	0,653 (4,22)	-0,080 (-1,77)
Coin social	-1,722 (-2,46)	0,019 (0,10)	1,109 (23,28)	0,957 (1,39)	0,355 (2,95)	0,319 (1,32)	0,095 (1,29)
Coin non social	-0,124 (-0,31)	0,249 (1,78)	0,990 (26,96)	0,605 (1,16)	0,344 (6,21)	0,748 (4,64)	-0,190 (-3,31)

TABLEAU 11. ELASTICITE DE LONG TERME
DU COUT REEL DU TRAVAIL PAR RAPPORT AUX COINS SALARIAUX

CONCLUSION

Cet article propose une estimation d'équations de demande de travail et de salaire au niveau sectoriel pour la France. Les principaux résultats obtenus concernant la demande de travail sont une forte rigidité de l'emploi et une élasticité négative de celui-ci par rapport à son coût et au taux d'intérêt. Une réduction de la durée du travail a un effet bénéfique sur l'emploi dans le secteur des services marchands, mais négligeable ou négatif dans les autres secteurs. Dans la plupart des branches elle implique un accroissement de la productivité.

Pour sa part le coût du travail est assez flexible. Son élasticité est positive par rapport au coin salarial et négative par rapport à sa progressivité. Elle est positive ou non significative par rapport au taux de remplacement et positive par rapport au taux d'intérêt. Une réduction de la durée du travail accroît le coût horaire de ce facteur dans la plupart des secteurs. Enfin une part des cotisations sociales est considérée comme un revenu par les salariés et leurs organisations syndicales dans le secteur des biens manufacturés, mais pas dans les autres secteurs.

Certaines variables exogènes du modèle peuvent constituer des variables de commande pour la politique économique : la durée du travail, le taux d'intérêt, le coin salarial et sa progressivité. Leur effet sur l'emploi transite de façon directe par la demande de travail mais aussi de façon indirecte au travers de l'effet de ces variables sur le coût du travail dans l'équation de salaire et de ses conséquences sur la demande de travail. Un choc de taux d'intérêt, par exemple, déplace à la fois la courbe de demande de travail et la courbe de détermination des salaires. L'élasticité de l'emploi par rapport au taux d'intérêt correspond alors à la somme de l'élasticité de la demande de travail par rapport au taux d'intérêt et du produit de l'élasticité du coût du travail par rapport au taux d'intérêt et de la demande de travail par rapport à son coût :
$$e_{L/i} = e_{Ld/i} + e_{Cw/i} e_{Ld/Cw}$$

Le tableau suivant reporte le résultat de ce calcul pour chacune des variables exogènes ainsi que la moyenne pondérée de ces élasticités pour l'ensemble des secteurs.

	IAA U02	Manuf. V09	BTP U07	Commerce U08	Transports Télécom. U09	Services U1A	Ensemble ¹⁴
-h	1,68	0,67	2	-5,01	-2,64	5,84	1,08
S	0,09	-0,07	-0,37	0,26	-0,3	1,2	0,34
1 + i	-0,31	-0,54	-1,86	-2,08	0,66	-2,14	-1,33
TR	-0,14	0	-0,71	0,22	-0,23	-0,20	-0,12
W	0,21	0	-1,80	-0,81	-0,30	-2,58	-1,16
p	0,53	0,01	0,98	1,43	0	2,86	1,28
c	-0,93	0,20	2,13	0,50	-0,26	0,39	0,42

*TABLEAU 12. ELASTICITE DE L'EMPLOI D'EQUILIBRE EN EFFECTIF
PAR RAPPORT AUX VARIABLES EXOGENES*

Au niveau global une réduction de la durée du travail accroît l'emploi mesuré en effectif, mais laisse sensiblement inchangé le nombre d'heures travaillées. Une hausse du taux d'intérêt ou du taux de remplacement réduit l'emploi. Celui-ci diminue également quand le coin salarial augmente ou que sa progressivité baisse.

¹⁴Somme des élasticités dans chaque secteur pondérées par le poids des effectifs du secteur en 1993.

ANNEXE 1 : LES DONNEES UTILISEES

Les données sectorielles empruntées à la base de Métric sont : les effectifs N (centaines d'emplois), la production effective en volume Q (millions de F 1980), la production effective en valeur Q_v (millions de F courants), le prix de production p (1980 = 1 000), la consommation intermédiaire en volume C_i (millions de F 1980), la consommation intermédiaire en valeur C_{iv} (millions de F courants), la durée hebdomadaire du travail h (heures par semaine) et le taux de salaire moyen en valeur w (francs par heure). Les données agrégées prises dans cette base sont le taux d'intérêt du marché monétaire au jour le jour r (en % par an * 100) et le prix de consommation TTC (1980 = 1 000).

Le capital fixe par branche en volume K (millions de F 1980) en base annuelle, nous a été fourni par Bernard GAUTIER (1993). Il concerne les matériels de transport et les autres matériels, et exclut la construction hors logement. Il a été ensuite trimestrialisé. Pour cela on a construit une série intermédiaire où la valeur pour chaque trimestre est égale à celle en fin d'année. La série que nous retenons prend pour le trimestre t la moyenne des valeurs en $(t - 3)$, $(t - 2)$, $(t - 1)$ et t de la série intermédiaire.

L'emploi est le produit de N par 100, par h et par 13 (semaines par trimestre).

Jean-Marie ASTOR (1993) nous a fourni les taux institutionnels des cotisations sociales (hors remise forfaitaire et y compris CSG) à la charge des salariés et des employeurs, sous plafond et hors plafond, ainsi que le niveau du plafond annuel de sécurité sociale p_1 , le tout en base trimestrielle. Les taux moyens des cotisations sociales employeurs et salariés ont été calculés par la formule :

$$tmoyen = [tsous-plafond * \min(p_1, w * h * 52) + thors-plafond * \max(0, w * h * 52 - p_1)] / (w * h * 52) .$$

Les taux marginaux de ces cotisations sont donnés par la formule :

$$tmarginal = [tsous-plafond * \min(0, w * h * 52 - p_1) + thors-plafond * \max(0, w * h * 52 - p_1)] / (w * h * 52 - p_1) .$$

Le taux moyen d'imposition des revenus τ_{3t} , quant à lui, est un taux apparent. Il a été calculé au niveau agrégé en base trimestrielle à partir des données de Métric. Il s'agit du rapport du total des prélèvements directs versés par les ménages au revenu disponible brut de cet agent. Nous n'avons pas réussi à calculer ce taux au niveau sectoriel.

Le logarithme de 1 plus le taux d'intérêt réel après taxes, $\ln(1 + i)$ est calculé par la formule :

$$\ln(1 + i) = \ln\{[1 + (1 - \tau_3) * r / 100] * [(1 - \tau_3) / (1 - \tau_{3,+1})] * (p / p_{+1}) * (1 - C_{iv} / Q_v) / (1 - C_{i,v+1} / Q_{v,+1})\}.$$

Cette formule suppose des anticipations parfaites (à un trimestre). L'inflation anticipée est celle du prix moyen à la valeur ajoutée.

Le logarithme de l'indicateur de progrès technique ou résidu de Solow S a été calculé par la formule :

$$\ln(S) = \ln(Q - C_i) - \text{part} * \ln(N * h * 13 * 100) - (1 - \text{part}) * \ln(K * 1\,000\,000),$$

où part représente la part du coût du travail dans la valeur ajoutée.

Cette équation suppose que la fonction de production est du type Cobb-Douglas et que les entreprises sont en concurrence parfaite sur le marché des produits, alors que notre modélisation postule une fonction CES et une concurrence monopolistique. Ainsi notre estimation du progrès technique est de mauvaise qualité. Celui-ci inclut notamment des variations du taux de marge (HALL (1986, 1990)), elles-mêmes liées à l'indicateur de conjoncture. Si notre biais d'estimation a une tendance, celle-ci se retrouvera dans nos "trends" temporel et peut éventuellement en changer le signe par rapport à ceux attendus.

Cette équation est valide au premier ordre pour toute fonction de production. La précédente n'est valide que pour une fonction de Cobb-Douglas, mais exactement, et aussi si les exposants du capital et du travail varient au cours du temps, cas où la seconde équation devient inexacte. De plus pour celle-ci les erreurs d'approximations peuvent se cumuler au cours du temps.

L'indicateur de conjoncture nous est la différence entre le logarithme du PIB marchand et son lissage obtenu par un filtre d'Hodrick et Prescott ($\lambda = 1600$)..

Le taux de remplacement a été calculé par LAFFARGUE (1994). Il est défini par le rapport du revenu actualisé espéré d'une personne qui vient de perdre son emploi à celui d'un individu qui le conserve. Cette définition permet de tenir compte de la dégressivité de l'indemnisation. De plus ces deux agents anticipent qu'ils pourront changer de situation

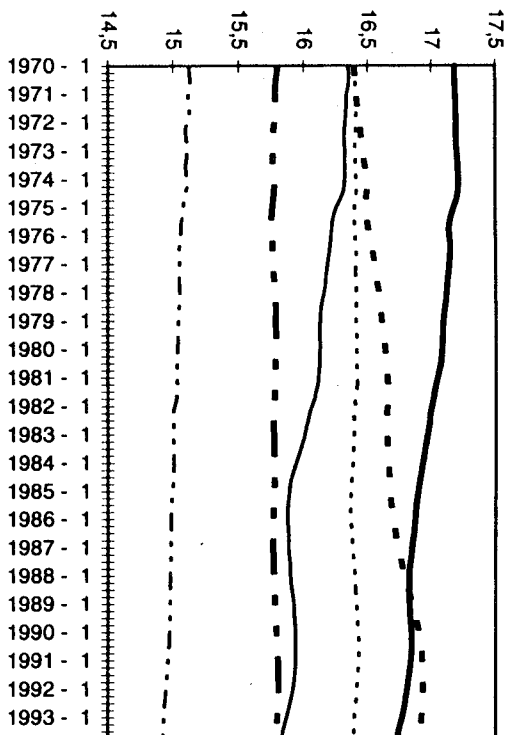
au cours du futur. Cela est pris en compte en calculant pour chaque instant une matrice instantanée des probabilités de transition entre les états d'employé, de chômeur et d'inactif, à partir de celles observées entre années grâce à l'enquête sur l'emploi. Ces probabilités dépendent fortement de la durée moyenne du chômage. Les variations des modalités d'indemnisation au cours du temps ont été prises en compte.

Le taux de remplacement a d'abord été obtenu en base annuelle. L'enquête emploi qu'il utilise se déroule en mars et l'état retenu de la réglementation est celui à la fin juin. Nous avons construit une première série intermédiaire où les valeurs des trimestres $(T-1)/3$, $(T-1)/4$, $T/1$ et $T/2$ sont fixés au niveau de l'année T . Nous avons construit ensuite une seconde série intermédiaire qui retient pour le trimestre t la moyenne des valeurs en $(t-3)$, $(t-2)$, $(t-1)$ et t de la série précédente. La série que nous avons finalement retenu est la moyenne des deux séries intermédiaires.

Les graphiques qui suivent représentent successivement les logarithmes de l'emploi, de la durée du travail hebdomadaire, du coût réel du travail, du coin salarial, de sa progressivité, et du taux de remplacement pour les différents secteurs, tels qu'ils ont été utilisés pour nos estimations.

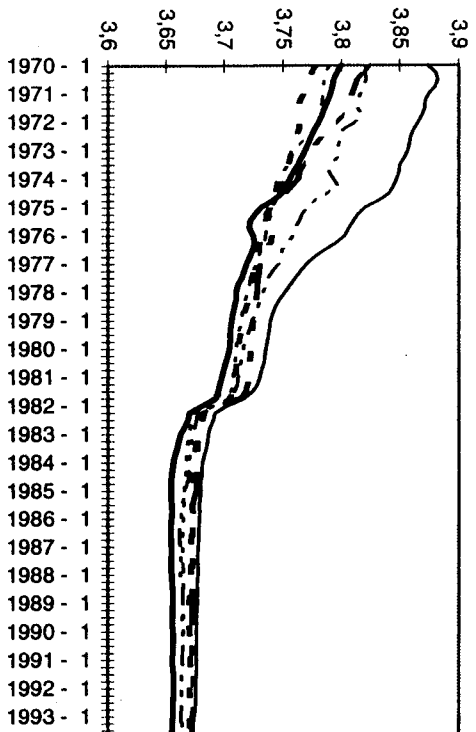
Emploi

Log de l'emploi en heures par trimestre



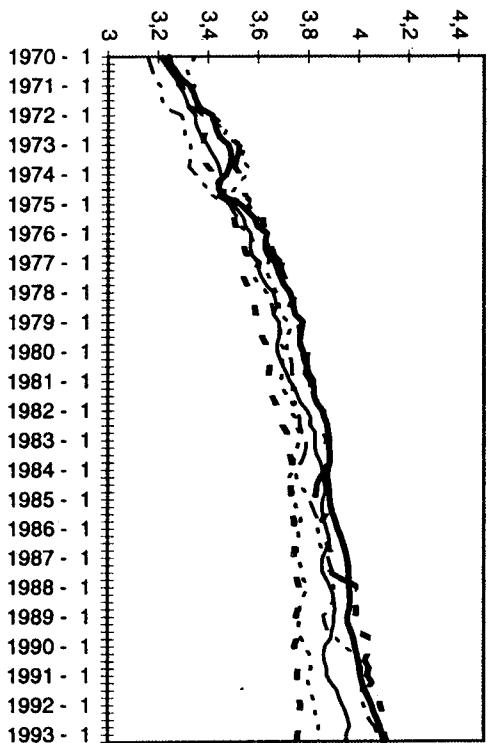
Durée du travail

Log de la durée du travail hebdomadaire

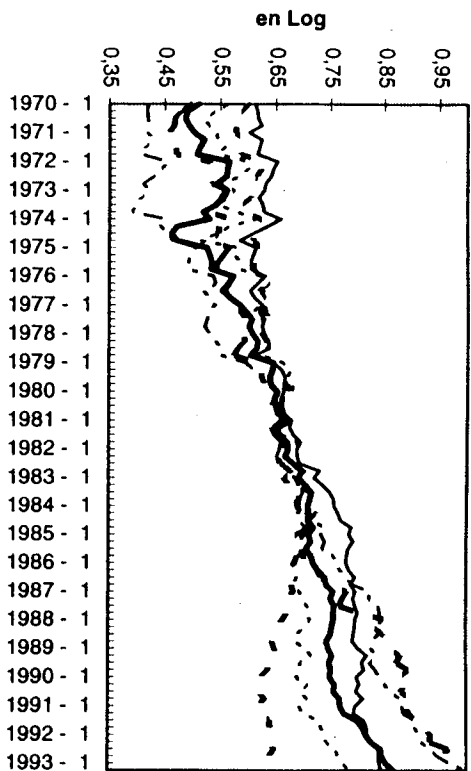


Coût du travail

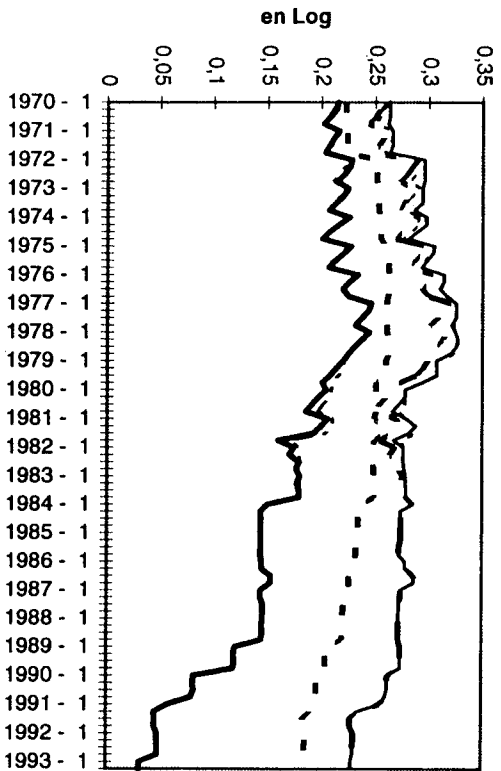
Log du coût réel du travail en F par trimestre



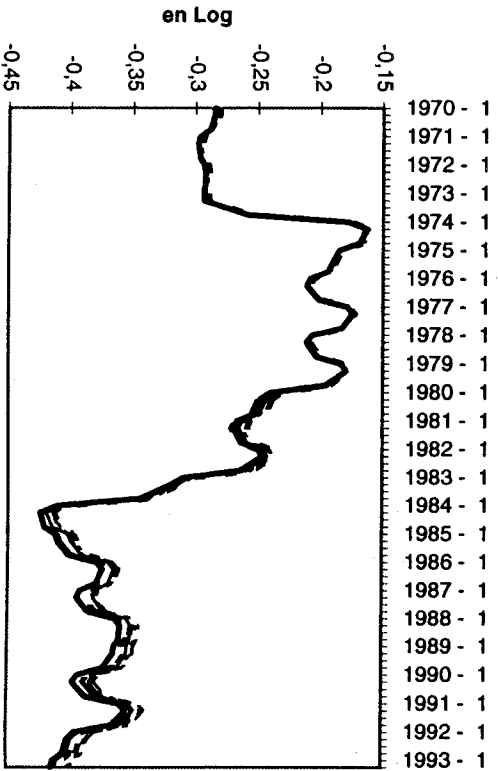
Niveau du coin salarial



Progressivité du coin salarial



Taux de remplacement



ANNEXE 2. TESTS D'INTEGRATION DES SERIES

Les résultats de ces tests figurent dans le tableau. JOBERT (1992) propose quatre critères pour déterminer le nombre de retards du taux de croissance de la variable à faire figurer dans l'équation de Dickey et Fuller augmentée. Ces critères conduisent souvent à des nombres différents. La stratégie de tests est appliquée pour chacun d'entre eux. Aussi pour une variable d'une branche nous pouvons obtenir des conclusions différentes. Celle que nous obtenons un nombre minoritaire de fois figure entre parenthèses. Pour les tests portant sur l'ordre d'intégration 2 nous avons fait figurer O pour accepte, N pour rejette et a pour ambigu.

secteurs Variables	U 02	U 03	V 09	U 07	U 08	U 09	U 1 A	CONCLUSION
$\ln(L/K)$	$I(0) + T + C$ $I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(0) + T + C)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T$ $(I(1) + T^1, I(1))$ $\Delta I(2)$	$I(1), I(1) + T$ $I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(0) + C$	$I(0) + T + C$ $(I(2))$	$I(1)$ $(I(0) + T + C)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $I(1) + T$
$\ln(\omega_i)$	$I(1)$ $I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(0) + T + C$ $I(1) + T, I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $(I(1))$ $\Delta I(2)$	$I(1), I(1) + T$ $I(1) + T^1$
$\ln(1+i)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$							
$\ln(h)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(0))$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1), I(1) + T$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T, I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$
$\ln(S)$	$I(1) + T$ $(I(0) + T + C)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $(I(1))$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$
$\ln(c)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(0) + T + C)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T$ $(I(0) + T + C, I(1))$ $\Delta I(2)$	$I(1)$
$\ln(1+C)$	$I(0)$							
$\ln(W)$	$I(0) + T + C$ $I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T$ $(I(0) + T + C, I(1))$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(0) + T + C$	$I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T$ $(I(1))$
$\ln(p)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(0))$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1) + T^1$ $(I(0) + T + C)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$
$\ln(TR)$	$I(1)$ $(I(1) + T^1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $I(1) + T$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$ $\Delta I(2)$	$I(1)$

TABLEAU ANNEXE 2 : ORDRE D'INTEGRATION DES SERIES

BIBLIOGRAPHIE

- ALLARD Patrick (1994) - "Un repérage des cycles du PIB en France depuis l'après-guerre", Economie et Prévision, n° 112, p. 19-34.
- ASTOR Jean-Marie (1993) - "Evolution des taux de cotisations sociales (1970-1993) à la charge des salariés et des employeurs", note du Bureau des Transferts Sociaux, Direction de la Prévision, 16 août.
- BANERJEE Anindya, Juan J. DOLADO, John W. GALBRAITH et David F. HENDRY (1993) - Co-Integration, Error Correction, and the Econometrics Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press.
- BLANCHARD olivier J. et Nobu KIYOTAKI (1987) - "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", American Economic Review, 77, p. 647-666
- BOSWJIK H. Peter (1994) - "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models", Journal of Econometrics, 63, p. 37-60.
- COTIS Jean-Philippe et Rahim LOUFIR (1990) - "Formation des salaires, chômage "d'équilibre" et incidence des cotisations sur le coût du travail", Economie et Prévision, 92-93, p. 97-110.
- DICKEY David N. et Wayne A. FULLER (1981) - "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, p. 1057-1072.
- DOORNIK Jurgen A. et David F. HENDRY (1992) - PcGIVE version 7. An Interactive Econometric Modelling System, University of Oxford.
- ENGLE Robert F. et C.W.J. GRANGER (1987) - "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55, p. 251-276.
- ENGLE Robert F. et David F. HENDRY (1993) - "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models", Journal of Econometrics, 56, p. 119-139.
- FULLER Wayne A. (1976) - Introduction to Statistical Time Series, New York : Wiley.

GAUTIER Bernard (1993) - "Calcul du capital fixe productif avec Excel", note du Bureau de l'Industrie, Sous-direction C, Direction de la Prévision, 23 juillet.

HALL Robert (1986) - "Market Structure and Macro Fluctuations", Brookings Papers on Economic Activity, 2, p. 285-322.

HALL Robert (1990) - "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual" dans Peter DIAMOND éd. : Growth, Productivity, Unemployment, Cambridge : MIT Press.

HAMERMESH Daniel S. (1986) - "The Demand for Labor in the Long Run", dans Handbook of Labor Economics, O. ASHENFELTER et R. LAYARD éd., Elsevier Science Publishers, p. 429-471.

HAMILTON James D. (1994) - Time Series Analysis, Princeton University Press.

HENIN Pierre-Yves et Bertrand CANDELON (1994) - "Spécification et estimation d'un modèle canonique du marché du travail WS-PS", 42^e Colloque de l'Association d'Econométrie Appliquée, Aix-en-Provence, 28-29 avril.

JACKOBSSON Ulf (1976) - "On the Measurement of the Degree of Progression", Journal of Public Economics, 5, p. 161-168.

JOBERT Thomas (1992) - "Test de racine unitaire : une stratégie et sa mise en oeuvre", Cahiers Ecomath, Université de Paris 1, n° 92.44.

LAFFARGUE Jean-Pierre (1994) - "Le taux de remplacement pour les chômeurs. Une évaluation sur 1970-1992", Bureau de la Politique Economique, Direction de la Prévision, 23 février.

LAFFARGUE (1995) - "A Dynamic Model of the French Economy, with Rational Expectations, Monopolistic Competition, and Labour Market Bargaining", Annales d'Economie et de Statistique, à paraître.

LAYARD Richard, Stephen NICKELL et Richard JACKMAN (1991) - Unemployment: Macroeconomic Performance and Labor Market, Oxford University Press.

MACKINNON James G. (1991) - "Critical Values for Co-Integration Tests" dans Robert F. ENGLE et C.W.J. GRANGER éd. : Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, p. 267-276.