

Une courbe d'aspiration salariale pour la France

Mustapha Baghli*

Banque de France et GREQAM, Université de la Méditerranée

Septembre 2002, version préliminaire

Résumé

Cet article se propose d'estimer pour la France sur la période 1972-2001 une équation de salaire à partir d'une méthodologie conciliant l'approche WS-PS et la courbe de Phillips. La courbe d'aspiration salariale utilisée se ramène à modéliser la dynamique des salaires suivant un modèle à correction d'erreur classique où l'écart entre le salaire net réel et la productivité du travail (ajusté des effets du taux de chômage) exercerait le rôle d'une force de rappel. En plus, de la stabilité à long terme du partage salaires-profit, nous établissons d'une part l'absence de neutralité du coin social sur le taux de chômage structurel. Et d'autre part, nous montrons que le phénomène de modération salariale résultant notamment de la mise en place de la réduction du temps de travail ne constituerait en rien la contrepartie des baisses de charges sociales (substituabilité entre rémunération nette et coin social), et illustrerait en revanche une préférence pour l'emploi plus importante de la part des salariés.

Mots-clés : Modération salariale, Coin social, Courbe de salaire, ARE et ECM

Classification JEL : C22 ; C51 ; C52 ; J30

*Banque de France, 41-1376 DGEI-DEER-SEMEP, 31 rue Croix des Petits Champs, 75001 PARIS, e-mail : mustapha.baghli@banque-france.fr. Telephone : + 33 1 42 92 56 78. Cet article s'inscrit au sein d'un vaste projet de ré-estimation du modèle de prévision macroéconométrique de la Banque de France. Des commentaires précieux m'ont été fait par Olivier de Bandt, Jean-Pierre Villette, Henri Fraisse et Louis-marie Harpedanne de Belleville. Cette étude n'engage pas la Banque de France.

1 Introduction

La boucle prix-salaires est un élément crucial de tout modèle macroéconométrique et agit de manière prépondérante sur l'équilibre de long terme du modèle. La structure généralement retenue est constituée d'une équation de salaire exprimant les aspirations salariales des employés et d'un système d'équations de prix synthétisant le comportement de marges des entreprises compte tenu des coûts de production et d'utilisation (coûts des facteurs de production, coût des consommations intermédiaires et fiscalité) inhérents au processus de production et de distribution. La modélisation empirique des prix est relativement standard et repose sur une spécification à correction d'erreur où la cible s'apparenterait à une marge sur le coût unitaire de production (coûts salarial et du capital et éventuellement des consommations intermédiaires) reflétant ainsi une situation de concurrence monopolistique pour les firmes. La détermination d'une dynamique des salaires laisse place, quant à elle, à un débat sur quelle spécification adopter : une courbe de Phillips ou, suite aux nouvelles théories du chômage, une approche précisant explicitement le mode de formation des salaires sur la base de fondements microéconomiques plus élaborés. L'enjeu implicite d'une détermination pertinente de l'équation de salaire est que la confrontation des équations formant la spirale prix-salaires permet la définition d'un niveau d'équilibre du taux de chômage qui correspondrait à une situation dite de référence d'inflation stable et d'utilisation optimale des ressources productives. Ce taux de chômage structurel, indicateur de l'état du marché du travail et donc de potentielles tensions inflationnistes, constitue pour toute Banque Centrale un instrument essentiel dans la conduite d'une politique monétaire optimale.

Au delà de ses répercussions en termes de politique économique, la formulation d'une courbe des salaires permet également d'apporter des éléments d'explications à des interrogations particulières tels que la présence ou non d'une force de rappel (prise en compte des déséquilibres salariaux passés), le rôle des gains de productivité et en particulier l'impact de la fiscalité du travail sur le niveau des rémunérations et donc de l'emploi. En effet, considérée comme une des sources majeures au niveau élevé du taux de chômage, la taxation sur le facteur travail a fait l'objet en Europe et en France notamment d'un ensemble de mesures gouvernementales visant à réduire le coût relatif du travail des personnes non qualifiées (exonérations de charges de sécurité sociale pour les bas salaires).

La mise en place en France de dispositifs d'incitation à la réduction du temps de travail (loi Robien de 1996) et l'institution à 35 heures hebdomadaires de la durée du travail au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés (lois Aubry 1 et 2 de 1998 et 2000) s'inscrivent également dans

une telle réflexion de lutte contre le chômage. Si l'emploi s'est amélioré sur la période 1996-2000, la contrepartie de ce moindre chômage a été un ralentissement du rythme de progression des salaires¹. En conséquence, comme le financement du surcoût pour les entreprises passées aux 35 heures a été réalisé par le biais allègements de cotisations sociales, il semblerait que ce phénomène de modération salariale (la plupart des accords salariaux conclus au sein des firmes ayant adoptées les 35 heures prévoient un gel ou une augmentation modérée des salaires) trouverait sa source dans l'existence pour les salariés d'un certain degré de substituabilité entre leur rémunération nette et la taxation sur le travail (cotisations sociales).

Par l'élaboration d'une équation de salaire robuste statistiquement et économiquement cohérente sur la période 1972-2001, cet article s'efforce d'apporter une réponse à cette interrogation à partir de l'exemple français sans que le choix d'une quelconque spécification pour la courbe de salaires ne conditionne la portée des résultats. En fait, suite aux travaux de Blanchard et Katz (1997) visant à réconcilier la courbe de Phillips et une méthodologie issue des nouvelles théories du chômage, nous adoptons un cadre d'analyse relativement large de manière à pouvoir juger de la pertinence de chacune des deux approches. A l'instar de la formulation proposée initialement par Sargan (1964), l'équation de salaire se ramène à modéliser la dynamique des salaires suivant un modèle à correction d'erreur classique où l'écart entre le salaire et ses déterminants macroéconomiques exercerait le rôle d'une force de rappel. Compte tenu du caractère univarié de l'analyse et des évidents problèmes de simultanéité et d'endogénéité, et afin de corriger de tels biais, nous nous sommes inscrits dans une démarche à la Hendry qui repose sur une modélisation autorégressive à retards échelonnés (intégration d'une structure de retards sur à la fois la régressande et les variables explicatives). Les deux principaux résultats qui ressortent de nos estimations sont la non neutralité du coin social sur le taux de chômage d'équilibre (les négociations salariales portent sur le salaire net) et la cible salariale s'interprète en termes de part salariale dans la valeur ajoutée. C'est l'écart entre le salaire net réel et la productivité du travail qui jouerait le rôle d'une force de rappel de sorte qu'à long terme le partage salaire profit soit stabilisé.

La seconde section expose succinctement les spécifications alternatives de la courbe de salaires en soulignant leurs implications théoriques et leurs limites empiriques. En Section 3, nous mentionnons la démarche qui vise à concilier ces deux méthodologies et développons le cadre d'analyse économétrique. La Section 4 présente les résultats de l'estimation d'un modèle à correction d'er-

¹D'après la DARES l'effet sur l'emploi imputable uniquement à la réduction du temps de travail serait de l'ordre de 6 à 7,5 % sur cette période (Passeron, 2002).

reur général et présente les propriétés de long terme du modèle. Compte tenu de l'évaluation de ces élasticités de long terme, nous proposons en Section 5 une équation de salaire dite optimale qui formule un ajustement des salaires en fonction d'une cible salariale dans la valeur ajoutée. Après avoir apprécié sa cohérence économique, nous jugeons sa validité statistique à travers une batterie de tests économétriques et ses qualités prédictives. Nos conclusions sont présentées en Section 6.

2 Courbe de Phillips versus système WS-PS

Il existe deux principales traditions pour analyser le mode de formation des salaires. Une première approche met l'accent sur une relation inverse entre **le taux de croissance du salaire** et le taux de chômage. Il s'agit de l'approche de type courbe de Phillips. Plutôt que d'étudier explicitement quels sont les facteurs qui déterminent les rémunérations, cette relation empirique vise à décrire un fait stylisé observé jusqu'au début des années soixante-dix (impact négatif du taux de chômage sur la croissance des salaires) et prétend, au moins à son origine, conseiller l'orientation de la politique économique. Cependant, en dépit des nombreux travaux ambitionnant de la réconcilier avec la réalité économique (notamment par l'intégration des anticipations de prix, Phelps, 1967 ; Friedman, 1968 et Lucas, 1976) et de lui conférer une dimension théorique plus robuste, la courbe de Phillips n'a pas su interpréter la persistance du chômage constatée en Europe, et en France notamment : périodes de stagflation dans les années soixante-dix et de forts taux de chômage au milieu des années quatre-vingt-dix. En plus de ces insuffisances d'ordre empirique, la courbe de Phillips présente, par ailleurs, des limites à caractère économétrique. En effet, en tant que représentation du mode de formation des salaires, cette relation fait intervenir en différence des variables potentiellement non stationnaires et une seule série en niveau, le taux de chômage. Sauf problème de mauvaise spécification, cela suppose donc implicitement la stationnarité stochastique de ce dernier. Or, si cette hypothèse est vérifiée pour les Etats-Unis, elle ne le semble pas pour la France (phénomène d'hystérisis du taux de chômage)². Enfin, on peut souligner qu'une dernière tentative de réhabilitation de la courbe de Phillips a été entreprise à travers l'introduction dans l'équation de variations temporaires de l'offre agrégée. En effet, la relation de Phillips augmentée peut être complétée de telle sorte qu'elle intègre, en plus de la composante mesurant l'inertie (valeurs passées de l'inflation) et du terme d'excès de demande (indicateur de positionnement dans le cycle

²Evidemment, ceci entre en contradiction avec la grande majorité des modèles théoriques qui pose la stationnarité du taux de chômage.

économique), des chocs d'offre transitoires. Il s'agit du modèle "triangulaire" d'inflation (Triangle model) proposé par Gordon (1997) et appliqué dans le cadre d'une modélisation à composantes inobservables par Richardson *et al.* (2000) et Irac (2000) pour estimer le taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation (NAIRU).

Souffrant d'un manque de fondements théoriques, cette relation macro-économique a donc été progressivement supplantée par une démarche plus formelle initiée par les travaux de Johnson et Layard (1986), Layard, Nickell et Jackman (1991), Cahuc (1993) et Cahuc et Zylberberg (1996). Qualifiée d'approche "wage schedule-price schedule" (WS-PS) ou boucle prix-salaire, cette méthodologie vise à expliquer **le niveau du salaire** en fonction du taux de chômage et de déterminants structurels, notamment les caractéristiques du marché du travail et les systèmes de prélèvements fiscaux et sociaux³. Dans le cadre d'un modèle d'équilibre général avec imperfections concurrentielles et informationnelles sur les marchés des biens et du travail, et sur la base d'hypothèses microéconomiques précises, les mécanismes opérant dans la formation des salaires sont formellement dérivés sous la forme d'un système de deux équations dont l'objectif est d'illustrer un comportement d'offre (salariés) et de demande (firmes) de travail. Ces deux équations sont chacune issues d'un programme d'optimisation reflétant les objectifs des agents impliqués dans les négociations salariales. Compte tenu de ce salaire négocié, les entreprises fixent unilatéralement les niveaux optimaux de l'emploi et du stock de capital.

Pour un niveau donné de salaire réel de réservation $\frac{RE}{P}$, l'équation "d'offre de salaire" ou courbe de salaire, WS, relie le niveau du salaire réel $\frac{W}{P}$ avec l'état du marché du travail (mesuré par le taux de chômage U , le taux de sortie du chômage ou la proportion de non-employés suivant la théorie du marché du travail considérée) et un ensemble de déterminants complémentaires x^s .

$$\left(\frac{W}{P}\right)^s = \left(\frac{RE}{P}\right)^\delta f_1(U, x^s), \quad \text{avec } 0 < \delta \leq 1 \quad (1)$$

La présence du taux de chômage est souvent interprétée comme un effet "Phillips".

L'équation de "demande" de salaire, PS, ou équation de prix décrit le salaire réel compatible avec le niveau d'emploi déterminé par les entreprises,

³Les modèles WS-PS se fondent sur de nombreuses contributions théoriques dont les trois principaux courants sont : la théorie du salaire d'efficience, les modèles de négociations salariales tels les modèles d'appariement, et les modèles concurrentiels de type insiders/outsideers.

la productivité globale des facteurs ϖ (neutralité du progrès technique au sens de Harrod), les coûts réels des facteurs de production (le taux d'intérêt réel et prix des consommations intermédiaires), le taux d'utilisation des capacités de production (saturation des équipements), les charges fiscales et sociales et d'autres variables d'offre susceptibles d'influencer la formation des salaires (vecteur x^d)⁴.

$$\left(\frac{W}{P}\right)^d = \varpi f_2(x^d) \equiv \left(\frac{\bar{W}}{\bar{P}}\right) \quad (2)$$

Les courbes WS et PS sont chacune issues de programmes de maximisation de fonction-objectifs (formalisations du comportement des entreprises et des salariés ou de leur représentant tel que le syndicat) dont les arguments diffèrent suivant la théorie du marché du travail considérée (pouvoir de négociation des agents, niveau de qualification des salariés, cotisations sociales, fiscalité, taux de syndicalisation, indemnités chômage, salaire minimum...). Mais en plus d'expliquer comment les prix et les salaires sont déterminés, elles constituent un modèle de répartition de la valeur ajoutée entre les agents.

L'approche WS-PS présente, cependant, de nombreuses limites notamment de nature pratique. En raison de la présence de variables dont certaines sont non observables (pouvoir de marché des agents, degré de concurrence, restrictions sur les licenciements), il apparaît un problème évident de disponibilité des données en vue d'estimations économétriques. De plus, si la méthodologie demeure théoriquement séduisante, sa mise en oeuvre, *i.e.* l'estimation économétrique, requiert un nombre relativement important de variables, ce qui est difficilement gérable (notamment pour le bouclage du modèle et la prévision). La difficulté est d'autant accrue que ces variables macroéconomiques (particulièrement la productivité du travail, le taux de chômage et la fiscalité sur le travail) présentent des signes évidents de colinéarité. En outre, à l'instar de tout modèle offre/demande, afin de procéder à une estimation simultanée du système WS-PS, l'identification explicite des formes structurelles est requise⁵. Bean (1994) souligne d'ailleurs que le problème d'identification se rencontre non seulement pour les modèles de type négociations salariales⁶ mais aussi pour tout modèle expliquant le mé-

⁴La courbe PS est souvent considérée comme horizontale dans le plan $\left(\frac{W}{P}\right)$ et U , *i.e.* qu'elle représente le salaire réel compatible avec le niveau d'emploi fixé par les entreprises.

⁵Le problème économétrique d'identification traduit l'idée qu'il est impossible de distinguer les équations entre elles, voire d'apprécier si chacune des équations estimées correspond à une combinaison linéaire des deux véritables formes structurelles.

⁶En effet, la courbe WS se déduit d'un programme d'optimisation dont le critère à maximiser inclut les fonctions objectif des salariés et des entreprises et c'est à partir de cette dernière qu'est déterminée la courbe PS.

canisme de formation des salaires⁷. Une solution consisterait à exclure, plus ou moins arbitrairement, d’une équation une (ou plusieurs) variable qui intervient dans les deux équations. Cotis *et al.* (1996) et L’Horty et Sobczak (1997) proposent de supprimer le terme de productivité apparente du travail dans l’équation WS et justifient cette exclusion en se référant aux travaux de Manning (1993). En effet, ce dernier a démontré que dans le cas d’une fonction de production de type Cobb-Douglas la courbe d’offre de travail agrégée, solution de la maximisation d’un critère de Nash, était indépendante de la productivité du travail. Cependant, ce subterfuge revient à s’écarter du cadre théorique initial voire à le contredire car, par exemple, dans certains modèles de salaire d’efficience (Stiglitz, 1974 ; Weiss, 1980) la productivité occupe une place primordiale.

3 Vers une réconciliation des deux approches : une courbe de Phillips avec ajustement vers un salaire-cible

Récemment des travaux ont tenté de réconcilier la courbe de Phillips, qui peut se réécrire en termes de courbe de salaire ”empirique”, et l’approche WS-PS (courbe de salaire ”théorique”). Dans un cadre théorique très formalisé, on peut citer les travaux de Manning (1993), mais surtout ceux de Blanchard et Katz (1997 et 1999) qui montrent que sous certaines hypothèses sur les effets de la productivité du travail, la courbe d’aspiration salariale peut alors s’interpréter comme une courbe de Phillips augmentée d’une force de rappel corrigeant l’écart passé entre le salaire nominal et sa cible de long terme. Proche de la formulation proposée initialement par Sargan (1964), une telle démarche consiste à modéliser la dynamique des salaires suivant un modèle à correction d’erreur classique avec certaines restrictions sur les paramètres.

En effet, la courbe de Phillips peut s’interpréter comme un modèle à correction d’erreur sur le salaire réel, qui serait dérivé à partir d’un modèle structurel mais qui ne considérerait que la seule dynamique de court terme (omission du terme de rappel). Elle s’écrit donc ainsi :

$$\Delta w_t = \alpha + B(L) \Delta p c_{t-1} - b U_{t-1} + \gamma' x_t^{ws} + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec w_t le logarithme du salaire nominal, $p c_t$ le logarithme du niveau des prix de consommation, U_t le taux de chômage, x_t^{ws} est un vecteur de variables

⁷ Etant déterminée par le coût d’opportunité du travail, la courbe WS dépend donc du salaire de réservation mais aussi de la valeur du loisir qui est liée à la consommation par tête et donc à la productivité du travail.

en logarithme (stationnaires ou stationnarisées, par exemple en différence) susceptibles d'influencer l'évolution des salaires, le polynôme retard $B(L) = \sum_{i=0}^m b_i L^i$ exprimant les anticipations adaptatives de l'inflation courante *i.e.* $\pi_t^e \equiv pc_t^e - pc_{t-1} = B(L) \Delta pc_{t-1}$, $\Delta = 1 - L$ et L l'opérateur retard. Ainsi, on peut reformuler l'équation précédente comme suit :

$$w_t - pc_t^e = \alpha + w_{t-1} - pc_{t-1} - bU_{t-1} + \gamma' x_t^{ws} + \varepsilon_t \quad (4)$$

qui s'interprète comme une courbe de salaire "empirique".

Quelle que soit la théorie de détermination des salaires adoptée (modèles d'appariement, salaire d'efficience ou de compétition entre salariés qualifiés et non qualifiés), un fait stylisé est la dépendance positive entre les prétentions salariales des travailleurs et leur situation sur le marché du travail. Ainsi, une équation d'aspiration salariale théorique (WS) correctement spécifiée consistera, étant donnée une variable latente, le salaire (réel) de réserve, en une relation inverse entre la rémunération réelle, le niveau du chômage et éventuellement d'autres variables (Blanchflower et Oswald, 1994). Sans perte de généralités, si on isole des facteurs complémentaires x^s et l'effet de la productivité du travail (notée en logarithme pdt_t), la forme log-linéaire de la courbe WS théorique est :

$$w_t - pc_t^e = \mu(re - pc)_t + (1 - \mu)pdt_t - bU_{t-1} + \gamma'_1 x_{1t}^{ws} + \varepsilon_t \quad (5)$$

où re est logarithme du salaire de réserve, $\mu \in [0, 1]$ ($\mu = 1$ pour le modèle de Shapiro-Stiglitz et $\mu < 1$ pour le modèle de Mortensen-Pissarides) et un terme stochastique ε_t est ajouté pour permettre l'estimation.

A l'instar de Layard, Nickell et Jackman (1991), Blanchard et Katz (1997) constatent que le taux de chômage ne présente aucune évolution tendancielle pour les Etats-Unis, au contraire de la plupart des pays industrialisés européens, notamment la France, et cela malgré la présence continue de gains de productivité. Ils concluent donc, pour les Etats-Unis, à l'absence d'effet de long terme de la productivité sur le taux de chômage d'équilibre, avec pour raison principale le fait que le salaire de réserve (et donc le salaire réel) évolue sensiblement au même rythme que la productivité du travail. Blanchard et Katz (1997) avancent trois raisons plausibles à la potentielle relation positive et quasi-proportionnelle à long terme entre la productivité et le salaire réel de réserve dans la relation WS :

- le salaire de réserve est généralement constitué par des revenus issus d'activités informelles qui seront affectés par la productivité de la même manière que les revenus marchands (ou formels),
- une composante récurrente du salaire de réserve est l'indemnité chômage dont la croissance sur longue période est similaire à celle des rémunérations des salariés,

- le salaire de réserve dépend de revenus non salariaux et des facilités de crédit accordées à chaque employé (un accroissement de la productivité induit une augmentation de l'ensemble des revenus et donc un accès plus aisé au marché du crédit).

Suivant la forme du salaire de réserve, ou selon la prédominance de telle ou telle composante, l'ajustement de ce dernier aux gains de productivité s'effectuera plus ou moins rapidement. De plus, étant donnée la nature du système européen d'assurance chômage, il existe une relation positive évidente entre les indemnités chômage, composante du salaire de réservation, et les niveaux des rémunérations passées. Formellement, ces deux types de dépendances se transcrivent ainsi :

$$re_t - pc_t = a + \lambda(w - pc)_{t-1} + (1 - \lambda)pdt_t \quad (6)$$

de sorte que l'équation WS théorique devient :

$$w_t - pc_t^e = \mu a + \lambda\mu(w - pc)_{t-1} + (1 - \lambda\mu)pdt_t - bU_{t-1} + \gamma'_1 x_{1t}^{ws} + \varepsilon_t \quad (7)$$

S'il n'existe aucun **effet direct** de la productivité du travail ni sur le salaire réel anticipé ($\mu = 1$, condition rencontrée pour le modèle de salaire d'efficience de Shapiro et Stiglitz, 1984), ni sur le salaire réel de réservation ($\lambda = 1$) alors en postulant que le salaire de réserve dépend des rémunérations passées, la relation de Phillips correspond à une courbe de salaire théorique⁸. Les deux conditions précédentes sont réunies sur le marché du travail américain mais ne sont pas vérifiées sur le marché du travail français, et plus généralement sur ceux européens⁹. Ainsi, l'invalidation d'au moins une des deux précédentes hypothèses se traduit par la présence dans la relation de Phillips d'un terme à correction d'erreur qui correspond à l'écart antérieur entre le salaire réel et la productivité (apparente ou de long terme).

$$\begin{aligned} \Delta w_t = & \mu a + B(L) \Delta pc_{t-1} - (1 - \lambda\mu)(w - pc - pdt)_{t-1} \\ & + (1 - \lambda\mu) \Delta pdt_t - bU_{t-1} + \gamma'_1 x_{1t}^{ws} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Utilisée initialement par Sargan (1964) pour le Royaume-Uni, cette spécification de la courbe de salaire avec correction d'erreur est une forme générale de courbe de salaire WS (dont une forme contrainte est une courbe de Phillips qui n'intègre pas les gains de productivité) et introduit explicitement dans

⁸Il s'agit d'une forme contrainte, les restrictions étant les deux conditions.

⁹Ce sont les spécificités institutionnelles européennes (telle que les réglementations sur les licenciements et les embauches de salarié) qui induiraient un effet direct, relativement important, de la productivité sur le salaire réel ($\mu \neq 1$).

le modèle macroéconométrique une force de rappel qui agirait uniquement pour les pays européens.

La perturbation aléatoire ε_t peut présenter une autocorrélation, résultant notamment du fait que le salaire de réservation suit un processus d'ajustement partiel par rapport à un seul argument, le salaire réel, de sorte qu'il faille introduire des retards sur le taux de variation du salaire nominal pour blanchir les erreurs, $A(L) = \sum_{i=0}^q \alpha_i L^i$ avec $\alpha_0 = 1$.

$$A(L) \Delta w_t = \mu a + B(L) \Delta p c_{t-1} - (1 - \lambda \mu) (w - pc - p dt)_{t-1} \quad (9) \\ + (1 - \lambda \mu) \Delta p dt_t - b U_{t-1} + \gamma'_1 x_{1t}^{ws} + \varepsilon_t$$

avec pour contrainte d'indexation unitaire du taux de croissance des salaires à l'inflation : $A(1) = B(1)$.

Cette forme hybride de courbe de Phillips permet de rendre compte de la dynamique d'ajustement vers un salaire-cible tout en distinguant les effets de court terme (phénomènes de rigidités et d'anticipations) de ceux de long terme. L'omission du terme de rappel dans l'équation de détermination des salaires se ramènerait à nier, à tort à notre sens, l'influence des déséquilibres passés (niveaux antérieurs des déterminants économiques autre que le taux de chômage) sur la part de la valeur ajoutée¹⁰, et donc sur le chômage d'équilibre.

La présence d'une variable de prix dans l'équation (9) risque de poser lors de l'estimation des problèmes évidents de simultanéité et d'endogénéité qui sont traditionnellement traités à l'aide d'une estimation de type Johansen. Nous verrons, cependant, qu'il est possible de contourner de tels problèmes tout de demeurant dans un cadre univarié.

4 Spécification d'une cible de salaire

4.1 La taxation du facteur travail, un complément du salaire net ?

Préalablement à la question sur la méthode d'estimation à adopter, il convient de revenir, dans un premier temps, sur un facteur clé dans l'explication du mode de formation des salaires nominaux, le coin fiscal-social en

¹⁰Notons qu'en associant à l'équation précédente une équation de prix standard, $pva_t = w_t - p dt_t + \gamma'_1 x_{1t}^{ps}$, les conséquences sur les déterminants et les caractéristiques du taux de chômage d'équilibre ne seront pas similaires à celles obtenues avec une courbe de Phillips standard. Le taux de chômage d'équilibre dépendra en général du taux de croissance des déterminants des salaires et des prix mais aussi de leurs niveaux, et serait susceptible de présenter une volatilité plus importante par rapport à celle obtenue avec une relation de Phillips classique.

l'occurrence¹¹. De nombreuses études visent à rendre compte de son rôle prépondérant pour expliquer les niveaux élevés du taux de chômage en France au cours des années quatre-vingt-dix (Cotis, Méary et Sobczak, 1996 ; L'Horty et Sobczak, 1996 et 1997 ; L'Horty et Thibault, 1997). Toutefois, au contraire des précédentes études, nous avons délibérément exclu de prendre en compte l'effet de la fiscalité directe, à savoir l'impact du taux d'imposition sur le revenu, car une telle démarche intégrerait implicitement la taxation sur des revenus non purement salariaux, voire financiers. Pour la même raison, nous avons corrigé notre mesure du coin social, et plus particulièrement les taux associés à la contribution sociale généralisée (CSG) et à la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS) afin que celles-ci ne concernent uniquement la taxation sur la masse salariale¹².

Le coin social, noté CS , correspondra ainsi à l'ensemble des prélèvements sociaux expliquant l'écart entre le coût du travail payé par l'employeur et le salaire net du salarié¹³.

$$CS = \frac{1 + tcse}{1 - tcss - tcsgcrds} \quad (10)$$

avec $tcse$ le taux de cotisations sociales employeurs, $tcss$ le taux de cotisations sociales salariés et $tcsgcrds$ un taux composite construit comme la somme entre les taux "corrigés" de contribution sociale généralisée et de la contribution au remboursement de la dette sociale.

L'inclusion de telles variables permet d'examiner dans quelle mesure les salariés considèrent ces prélèvements comme un revenu futur (cotisations retraites), une prime d'assurance (cotisations maladie et chômage) et/ou une contribution visant à financer une offre future de biens publics. Les salariés sont prêts à "sacrifier" une partie, voire la totalité, de leur salaire net en contrepartie de prestations différées (Cotis et Loufir, 1990 ; Collard et Hénin, 1994 ; Bonnet et Mahfouz, 1996). A l'inverse, le coin social pourra être perçu par les travailleurs comme un prélèvement pur, *i.e.* que ces derniers n'internalisent pas *ex ante* les contreparties des prélèvements et négocient donc sur la rémunération nette plutôt que sur le coût total du travail (Cotis, Méary et Sobczak, 1996 ; L'Horty et Sobczak, 1996 et 1997 ; L'Horty et Thibault,

¹¹Voir L'Horty, Meary et Sobczak (1994), pour une présentation détaillée du coin fiscal-social en France.

¹²Ces deux taux d'imposition ont été construit par Sédillot (Banque de France, 2000) sur la base des taux effectifs en tenant compte de leurs assiettes respectives.

¹³Si on désire prendre en compte l'impact de la taxation indirecte, il s'agira alors de considérer le coin salarial qui est le rapport entre le coût réel du travail supporté par l'entreprise (real product wage) et le pouvoir d'achat du salaire net perçu par l'employé (real consumer wage).

1997 ; Modèle macroéconomique de prévision *Mésange* de la Direction de la Prévision, 2001).

Que l'on considère un indicateur de coin sous sa forme agrégée ou désagrégée entre ses différentes composantes, aucune étude jusqu'à présent n'a permis d'apporter une réponse tranchée à ce débat. De meilleurs résultats seraient susceptibles d'être obtenus à partir de données microéconomiques plutôt que des données sectorielles agrégées. Soulignons enfin qu'en raison de la contrainte d'équilibre des comptes sociaux, il existe une relation causale entre le taux de chômage et les charges sociales qui devrait biaiser l'estimation de l'impact du coin social sur les salaires.

4.2 Stratégie de modélisation

La plupart des modèles macroéconométriques structurels utilisés pour la prévision sont élaborés sur la base de méthodes univariées d'estimation. Or, en ce qui concerne le bloc prix-salaires l'intervention d'une variable de prix dans la courbe d'aspiration salariale renvoie à des problèmes d'endogénéité qui sont généralement résolus par le biais d'estimations multivariées de type Johansen (Cotis, Méary et Sobczak, 1996 ; L'Horty et Sobczak, 1997 ; Heyer, Le Bihan et Lerais, 2000).

Sans que cela ne soit préjudiciable à la fois à l'inférence et à la précision des estimations et surtout afin de conserver une marge de manoeuvre assez importante (aucune limite quant au nombre maximal de variables introduites), nous avons décidé d'adopter une démarche univariée de type Engle et Granger (1987)¹⁴. Cependant, il s'avère que l'utilisation d'une telle procédure pour l'estimation de l'équation statique présente de sévères biais de simultanéité et d'autocorrélation des erreurs en échantillon fini du fait de l'omission de termes dynamiques (Phillips et Durlauf, 1986 ; Phillips and Hansen, 1990). Plusieurs auteurs ont proposé des corrections visant à supprimer ces deux types de problèmes par l'ajout de régresseurs supplémentaires (Phillips et Hansen, 1990 ; Saikkonen, 1991 ; Phillips et Loretan, 1991 ; Stock et Watson, 1993). En fait, ces techniques d'estimation non biaisée consistent à blanchir les erreurs et sont donc équivalentes après reparamétrisation à une modélisation autorégressive à retards échelonnés ou ARE (intégration d'une structure de retards sur à la fois la régressande et les variables explicatives) et également à une spécification à correction d'erreur si l'hypothèse de cointégration est vérifiée.

Les données mobilisées sont issues des comptes trimestriels de l'INSEE

¹⁴L'équation de prix, quant à elle, sera estimée dans un cadre multivarié (bloc d'offre) par la méthode de Johansen.

et sont exprimées en BASE 1995. La construction et les codes des séries sont présentés en annexe.

L'ordre d'intégration des séries impliquées est primordiale et conditionne la validité de la procédure d'estimation. Nous supposons que les variables sont toutes au plus intégrées d'ordre 2, noté $I(d)$ avec $0 \leq d \leq 2$. En effet, les prix et les salaires nominaux (avec ou sans charges sociales) français sont usuellement caractérisés comme des processus $I(2)$.

Pour les salaires et les prix de consommation et de valeur ajoutée, nous avons donc entrepris une inférence sur la présence potentielle de deux racines unitaires soit de manière séquentielle (Pantula, 1986; Dickey et Pantula, 1987), soit conjointe (Hasza et Fuller, 1979; Haldrup, 1994). Nous concluons à l'intégration d'ordre 2 pour les deux séries (Tableau 1). Le test de double racines unités sur le coût réel du travail (mesuré en termes de prix de consommation ou de prix de valeur ajoutée) conclut à la stationnarité en niveau, ce qui est contradictoire avec les études précédentes sur la France qui constate l'intégration d'ordre 1 de cette série. En fait, toujours dans un cadre autorisant la présence potentielle de deux racines unitaires, il serait intéressant de tester l'hypothèse nulle $I(d)$ (pour $d = 2$ et 1) contre stationnarité autour d'une tendance déterministe segmentée (rupture sur la constante et/ou le trend si ce dernier est intégré). Cependant, étant donné que cela nécessite la tabulation de valeurs critiques à l'aide d'expériences de simulation de type Monte-Carlo, une telle entreprise constituerait une étude à part entière et reviendrait donc à nous écarter du cadre de notre étude. A l'inverse, l'hypothèse de double racines est rejetée pour l'indicateur intérieur des termes de l'échange $(pc - pva)_t$.

Dans un cadre classique d'inférence d'une seule racine unitaire, des tests de type Dickey-Fuller et KPSS ont été exécutés pour le salaire réel et les déterminants potentiels des salaires. L'hypothèse d'intégration d'ordre 1 est acceptée au seuil de 5% pour la productivité apparente du travail, le taux de chômage, le coin social et les termes de l'échange (Tableau 2). Quant au coût réel du travail $(w - pva)_t$ et au pouvoir d'achat des salariés $(w - pc)_t$, ils apparaissent stationnaires autour d'une constante mais non stationnaires autour d'une tendance déterministe. Ce dernier résultat est plus cohérent avec les précédentes études sur la dynamique des salaires en France. L'existence de plusieurs ruptures dans l'évolution du salaire réel, chocs pétroliers, périodes temporaires de désindexation et chocs exogènes tel que le phénomène de modération salariale comme nous le verrons ultérieurement, qui altèrent l'inférence de la stationnarité sont susceptibles à nos yeux d'expliquer un tel résultat¹⁵. Nous considérerons ainsi le salaire réel comme une marche

¹⁵En fait, tout en demeurant dans un cadre autorisant l'existence d'au plus une racine

TAB. 1: Résultats des tests d'intégration à l'ordre 2

Variable	Retard p optimal	Dickey-Pantula		Hasza-Fuller-Haldrup		Ordre d'intégration
		$\tau_{\hat{\beta}_2 \beta_1=0}$	$\tau_{\hat{\beta}_1}(p)$	$F_{\hat{\beta}_1\hat{\beta}_2}$	$Z_{\hat{\beta}_1\hat{\beta}_2}(p)$	
w_t	6	-0.98	-3.17	5.94	6.05	$I(2)$
pc_t	6	-1.42	-3.34	5.25	5.32	$I(2)$
pva_t	5	-0.72	-3.72	5.59	5.75	$I(2)$
$w_t - pc_t$	6	-3.03	-3.78	13.14	12.46	$I(1/0)$
$w_t - pva_t$	5	-3.52	-4.08	16.33	16.59	$I(1/0)$
$pc_t - pva_t$	3	-5.68	-1.27	17.92	19.25	$I(1)$

Le retard optimal p est déterminé au moyen des critères d'information Akaike et Schwarz. On considère un processus autorégressif y_t tel que $(1 - C(L))(y_t - \mu) = u_t$ avec $C(L)$ un polynôme d'ordre p , sachant que $C(L) = C(1)L + C^*(1)(1-L)L + C^{**}(L)(1-L)^2$ où $C^*(L)$ et $C^{**}(L)$ désignent respectivement des polynômes d'ordre $p-1$ et $p-2$. La régression de test consiste à réécrire le processus y_t de la manière suivante : $\Delta^2 y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-2} \beta_{j+2} \Delta^2 y_{t-j} + u_t$ avec $\beta_0 = (1 - C(1))\mu$, $\beta_1 = C(1) - 1$, $\beta_2 = C^*(1) - 1$ et $\{\beta_j\}_{j=3}^{p-2}$ les coefficients de $C^{**}(L)$. La stratégie de test séquentiel de double racines unitaires revient à imposer une racine unitaire $C(1) = 1$ ou $\beta_1 = 0$ et à tester la présence d'une seconde $C^*(1) = 1$ ou $\beta_2 = 0$ au moyen de la statistique de student sur le coefficient estimé $\hat{\beta}_2$ et des tables usuelles de Dickey-Fuller. Si l'hypothèse nulle de deux racines unitaires est rejetée alors l'hypothèse d'une racine unitaire est testée à l'aide du test $\tau_{\hat{\beta}_1}$ dans la régression de test complète et des quantiles de Dickey-Fuller. Hasza et Fuller (1979) et Dickey et Pantula (1987) ont développé également une procédure alternative pour l'inférence $I(2)$ basée sur une statistique de Fisher $F_{\hat{\beta}_1\hat{\beta}_2}$ qui testent conjointement la présence de deux racines unitaires ($\beta_1 = \beta_2 = 0$). Cependant, cette version apparaît moins puissante que celle séquentielle de sorte que Haldrup (1994) a proposé une correction semi-paramétrique de type Phillips-Perron de la statistique de Hasza-Fuller $F_{\hat{\beta}_1\hat{\beta}_2}$ notée $Z_{\hat{\beta}_1\hat{\beta}_2}$. Les valeurs critiques pour une erreur de première espèce de 5% sont égales à -2.89 pour $\tau_{\hat{\beta}_1}(p)$ et $\tau_{\hat{\beta}_2}(p)$ et à 6.36 pour les statistiques de F de Hasza-Fuller et Haldrup.

aléatoire avec dérive et trend (tendance qui serait annulée par le vecteur de cointégration).

L'ensemble de ces résultats est conforme avec les précédentes études sur la France (Cotis, Méary et Sobczak, 1996 ; L'Horty et Sobczak, 1996 et 1997 ; Bonnet et Mahfouz, 1996 ; L'Horty et Thibault, 1997 ; Heyer, Le Bihan et Lerais, 2000) et nous autorise à caractériser l'ajustement dynamique des salaires vers leur cible à l'aide d'une analyse standard de cointégration.

unité, nous avons essayé de statistiquement évalué si la difficulté à conclure à la non stationnarité du coût réel du travail ne résultait pas de la présence de chocs exogènes (au processus). Le test de type Perron de stationnarité avec présence potentielle d'une tendance segmentée conclut à l'intégration d'ordre 1 de la rémunération réelle (non stationnarité avec rupture sur la constante), la date de rupture étant déterminée en fonction des estimations qui seront présentées ultérieurement (troisième trimestre 1983).

TAB. 2: Résultats des tests d'intégration à l'ordre 1

Variable	Retard p optimal	ADF		KPSS		Ordre d'intégration
		$\tau_\mu(p)$	$\tau_\tau(p)$	$\eta_\mu(p)$	$\eta_\tau(p)$	
pdt_t	3	-2.83	0.16	3.20	0.69	$I(1)$
U_t	5	-2.23	-0.77	1.80	0.48	$I(1)$
cs_t	6	-2.04	-0.07	1.77	0.42	$I(1)$
$(w - pc)_t$	6	-3.78	-3.19	1.65	0.40	$I(1)$
$(w - pva)_t$	5	-4.08	-2.55	1.99	0.51	$I(1)$
$(pc - pva)_t$	3	-1.27	-2.91	2.58	0.16	$I(1)$

Le retard optimal p est déterminé au moyen des critères d'information Akaike et Schwarz. $\tau_\mu(p)$ et $\tau_\tau(p)$ sont respectivement les statistiques de test de Dickey-Fuller Augmenté ou ADF (augmentation de la régression de test de p retards sur la différence première de la variable testée) avec constante et avec constante et tendance dans la régression de test. De la même manière $\eta_\mu(p)$ et $\eta_\tau(p)$ représentent les statistiques KPSS calculées respectivement avec une constante seule et une constante et une tendance. Les valeurs critiques utilisées pour le test ADF sont égales pour un seuil de 5% à -2.89 pour la statistique $\tau_\mu(p)$ et -3.45 pour $\tau_\tau(p)$. Quant au test KPSS, les quantiles à 5% correspondent à 0.463 pour l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau et 0.146 pour celle de stationnarité en tendance.

Le modèle de départ est :

$$\begin{aligned}
 w_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i w_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_1} \beta_{i1} pc_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{i2} pdt_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_3} \beta_{i3} cs_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{i4} U_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{11}$$

avec δ_0 un terme déterministe pouvant comprendre la constante et/ou des variables indicatrices, w_t le logarithme du salaire brut (par tête) y compris cotisations sociales employeurs versé par les SNF-SF-EI, le logarithme du déflateur de la consommation des ménages pc_t , pdt le logarithme de la productivité apparente du travail dans les SNF-SF-EI, cs_t le logarithme du coin social et U_t le taux de chômage mesuré en points.

Il s'agit d'une spécification dynamique non-contrainte, *i.e.* que le modèle ne prend pas en considération des restrictions sur les paramètres reflétant des contraintes issues de la théorie économique. En fait, si l'on réécrit le modèle précédent sous la forme :

$$A(L) w_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^{m_1} \beta_{i1} pc_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{i2} pdt_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_3} \beta_{i3} cs_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{i4} U_{t-i} + \varepsilon_t \tag{12}$$

avec $A(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$, l'équilibre de long terme est donné par :

$$w_t = \frac{\delta_0}{A(1)} + \frac{\beta_1(1)}{A(1)} pc_t + \frac{\beta_2(1)}{A(1)} pdt_t + \frac{\beta_3(1)}{A(1)} cs_t + \frac{\beta_4(1)}{A(1)} U_{t-1} \quad (13)$$

où $\beta_j(1) = \sum_{i=0}^{m_j} \beta_{ij} \forall j = 1, \dots, 4$.

Traditionnellement imposées, deux hypothèses apparaissent comme essentielles, l'absence d'illusion monétaire de la part des des travailleurs $A(1) = \beta_1(1)$ et l'indexation unitaire des salaires à la productivité du travail $A(1) = \beta_2(1)$. Sous ces deux restrictions la cible de long terme s'interprètera alors comme une cible de part des salaires dans la valeur ajoutée (ou réciproquement une cible de taux de marge). Par conséquent, le rejet de telles hypothèses signifierait un partage de la valeur ajoutée instable dans le temps en France, ce que contredit de récentes études sur ce sujet (Cotis et Rignols, 1998; Prigent, 1999; Baghli, Cette et Sylvain, 2002). Etant donné que w_t représente le coût du travail, une troisième contrainte concerne le coin social cs , et impose que le coefficient $\frac{\beta_3(1)}{A(1)}$ soit compris entre 0 et 1. S'il est égal à zéro alors les salariés estiment que l'intégralité des charges sur le facteur travail constitue un revenu différé ou un service d'assurance (neutralité de la fiscalité du travail sur le taux de chômage d'équilibre). A l'inverse s'il est égal à l'unité alors il s'agit dans son ensemble d'un prélèvement dont les contreparties ne sont pas endogénéisées par les employés, la taxation du travail apparaîtra comme une source du faible emploi. La dernière restriction à caractère théorique est une contrainte de négativité $\frac{\beta_4(1)}{A(1)} < 0$ qui reflète la relation inverse entre les revendications salariales des employés et l'état du marché du travail. Nous allons nous attacher à tester successivement ces hypothèses.

La formulation (12) implique des séries $I(2)$ et $I(1)$ et conduit donc à un cas standard de régression fallacieuse. Une solution réside à modéliser non pas le salaire nominal mais plutôt le coût réel du travail et à introduire les termes de l'échange intérieurs $(pc - pva)_t$ dans la régression (12) permettant par la même occasion d'évaluer l'influence directe des chocs énergétiques sur

les salaires¹⁶. Le modèle de départ s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
(w_t - pva_{t-1}) = & \delta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (w_{t-i} - pva_{t-1-i}) + \sum_{i=0}^{m_1} \beta_{i1} (pc - pva)_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{i2} pdt_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_3} \beta_{i3} cs_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{i4} U_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{m_5} \beta_{i5} \Delta pva_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{14}$$

avec pour équation d'équilibre correspondante :

$$\begin{aligned}
A(1)(w_t - pva_{t-1}) = & \delta_0 + \beta_1(1)(pc - pva)_t + \beta_2(1)pdt_t + \beta_3(1)cs_t \\
& + \beta_4(1)U_{t-1} + \beta_5(1)\Delta pva_t
\end{aligned} \tag{15}$$

telle que si $A(1) = \beta_1(1) = \beta_5(1)$ alors il y a une indexation du coût nominal du travail sur les prix de consommation actuels. Il convient de remarquer que si une telle hypothèse est vérifiée, les salaires seront alors négociés en termes de pouvoir d'achat perçu par les employés et non de coût du travail, au sens strict, qui est supporté par les entreprises.

4.3 Estimation dynamique de la cible de long terme

Nous adoptons dans cette étude une stratégie de modélisation de la dynamique d'ajustement qui s'apparente à la méthodologie de Hendry dite du général au particulier. La recherche de la spécification adéquate consiste à partir de nombres de retards q et $\{m_j\}_{j=1}^5$ relativement élevés, en l'occurrence $q = m_j = 8 \forall j$, et à progressivement supprimer au moyen de tests économétriques les variables jugées statistiquement non significatives ou économiquement contre-intuitives. En dépit de la perte d'un nombre importants de degrés de libertés, nous avons opté pour une sur-paramétrisation du modèle qui est moins préjudiciable en termes de biais qu'une sous-paramétrisation (Banerjee *et al.* 1993 ; Inder, 1993)¹⁷.

L'estimation du modèle dynamique (14) sur la période 1972Q3-2001Q4 a abouti à la spécification parcimonieuse présentée dans le Tableau 3. L'équa-

¹⁶Est ainsi pris également en compte le poids de la taxation indirecte, TVA et taxe intérieure sur les produits pétroliers.

¹⁷D'après la règle heuristique fournie par Sargan (1980), le biais demeure tolérable si le nombre de paramètres de départ est inférieur à 0.4 fois la taille de l'échantillon.

tion d'équilibre "résolue" correspondante est :

$$\begin{aligned}
(w_t - pva_{t-1}) &= \underset{(0,7)}{1,3} (pc - pva)_t + \underset{(0,19)}{0,8} pdt_t + \underset{(0,89)}{0,7} cs_t - \underset{(1,6)}{2,5} U_{t-1} \\
&+ \underset{(3,0)}{1,1} \Delta pva_t - \underset{(0,004)}{0,14} D_1 - \underset{(0,002)}{0,31} D_2 - \underset{(0,005)}{0,09} D_3 \quad (16)
\end{aligned}$$

où sont reportés entre parenthèses les écart-types calculés à partir de la méthode Delta. En notant $\mathbf{a} = (\alpha_1 \dots \alpha_q)'$, $\mathbf{b}_j = (\beta_{0j} \dots \beta_{mj})$ pour $j = 1, \dots, 5$, $\boldsymbol{\gamma} = (\mathbf{a} \ \mathbf{b}'_1 \ \mathbf{b}'_2 \ \dots \ \mathbf{b}'_5)'$, $\widehat{Var}(\widehat{\boldsymbol{\gamma}}) = \widehat{\Sigma}$ la matrice variance-covariance des coefficients estimés $\widehat{\boldsymbol{\gamma}}$ et $\boldsymbol{\theta} = \left(\frac{\delta_{01}}{A(1)}, \frac{\delta_{02}}{A(1)}, \frac{\delta_{03}}{A(1)}, \frac{\beta_1(1)}{A(1)}, \frac{\beta_2(1)}{A(1)}, \dots, \frac{\beta_5(1)}{A(1)} \right)'$ le vecteur des paramètres de long terme, l'estimation de la matrice de variance-covariance des paramètres de long terme $\boldsymbol{\theta}$ est donnée par $\widehat{Var}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \boldsymbol{\theta}}{\partial \boldsymbol{\gamma}'} \Big|_{\boldsymbol{\gamma}=\widehat{\boldsymbol{\gamma}}} \widehat{\Sigma} \frac{\partial \boldsymbol{\theta}}{\partial \boldsymbol{\gamma}} \Big|_{\boldsymbol{\gamma}=\widehat{\boldsymbol{\gamma}}}$.

TAB. 3: Représentation autorégressive à retards échelonnés du salaire w_t

Variable	Retard (ou indice) i								$\sum_{i \geq 0}$
	0	1	2	3	4	5	6	7	
$w_{t-i} - pva_{t-1-i}$	-1	1.41	-0.54	-0.07	0.08	0.11	-0.03		-0.05
	(-)	(0.12)	(0.19)	(0.19)	(0.19)	(0.17)	(0.10)		(0.02)
Δpva_{t-i}	0.28	-0.72	0.49	-0.17	0.04	-0.03	0.16		1.1
	(0.10)	(0.11)	(0.14)	(0.15)	(0.13)	(0.13)	(0.10)		(-)
pdt_{t-i}	0.05	0.01	-0.10	0.05	0.01	0.06	-0.05		0.76
	(0.06)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.06)		(-)
cs_{t-i}	0.44	-0.65	0.23	0.09	0.03	-0.11	0.005		0.75
	(0.05)	(0.08)	(0.11)	(0.10)	(0.10)	(0.09)	(0.06)		(-)
U_{t-1-i}	-0.15	-0.37	1.21	-1.64	0.91	0.11	-0.57	0.37	-2.5
	(0.25)	(0.47)	(0.49)	(0.52)	(0.54)	(0.53)	(0.46)	(0.23)	(-)
$(pc - pva)_{t-i}$	0.14	0.14	-0.22	-0.06	0.23	-0.16	-0.0007		1.3
	(0.08)	(0.12)	(0.13)	(0.13)	(0.16)	(0.14)	(0.09)		(-)
D_i		-0.68	-1.53	-0.48					
		(0.46)	(0.50)	(0.23)					

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types estimés. $R^2 = 0.99$, $DW = 2.11$ et l'écart-type du modèle $\widehat{\sigma} = 0.30\%$. Dans un souci de clarté les coefficients et les écart-types des variables indicatrices $\{D_i\}_{i=1}^3$ ont été multipliés par 100.

D_1 et D_2 sont des variables indicatrices valant 1 respectivement au quatrième trimestre de l'année 1974 et au second trimestre de l'année 1983, et 0

pour les autres dates. Ces variables muettes visent à rendre compte des périodes de désindexation temporaire due respectivement au choc pétrolier et au plan de rigueur. Par contre la fonction indicatrice D_3 , qui prend la valeur 1 à partir du troisième trimestre de 1983 et 0 auparavant, reflète une rupture de niveau dans l'évolution des salaires¹⁸. Si la politique de désinflation initiée en 1982, dont l'impact croît graduellement au cours des années quatre-vingt et le début des années quatre-vingt-dix, constitue une explication à cette rupture de niveau des rémunérations, il semblerait plutôt -comme l'accrédite de récentes études sur l'évolution des salaires en France- que cette variable indicatrice tende à représenter en fait un changement de comportement des acteurs des négociations salariales. En effet, la modération salariale, *i.e.* la faible croissance des salaires relativement à celle de l'efficience du facteur travail, est un phénomène qui est souvent mis en avant pour expliquer le ralentissement de l'augmentation tendancielle du taux de chômage constatée en Europe et en France notamment durant les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Graphiques 2 et 3). Bien que les réformes institutionnelles sur le marché du travail et l'adoption de nouvelles politiques économiques aient grandement contribué à la réduction du sous-emploi dans les diverses économies européennes, de récentes études ont montré que cette relativement faible progression des salaires résultait d'une diminution du pouvoir de négociations des salariés et/ou d'une préférence pour l'emploi plus importante (Blanchard, 1997 et 2000 ; Estevao et Nargis, 2002).

Les paramètres estimés de la cible de long terme sont conformes à nos attentes. En effet, d'une part les coefficients attachés à l'indicateur intérieur des termes de l'échange, du glissement trimestriel de l'indice des prix de valeur ajoutée et de la productivité du travail sont tous trois proches de 1, légitimant ainsi la part salariale dans la valeur ajoutée comme cible de long terme. Et d'autre part, le paramètre du coin social appartient bien à l'intervalle $[0 ; 1]$ et celui associé au taux de chômage dispose d'un signe économiquement cohérent (effet Phillips). Toutefois, ces coefficients n'ont de pertinence qu'à la condition que l'équation (16) soit cointégrante.

¹⁸Comme l'indique le graphique 3, à partir de l'année 1983 le salaires réel adopte un comportement tendanciel différent (l'inclusion de cette variable muette permet également d'obtenir des coefficients de long terme économiquement plus cohérents). De plus, nous avons mené, par la suite, sur le modèle final un test standard de rupture de type Chow pour la date 1983Q3 et on a aboutit a une p -value de 0.003 (rejet de l'hypothèse nulle d'absence de rupture).

4.3.1 Cointégration : stabilité de la solution statique

L'inférence de la cointégration, qui au demeurant est beaucoup plus puissante que celle effectuée à partir des résidus de la régression de long terme **estimée** (Kremers *et al.*, 1992 ; Banerjee *et al.*, 1993) repose sur l'examen des racines du polynôme $A(L)$. Plus précisément, il s'agit de vérifier que les racines de $A(L)$ soient à l'extérieur du cercle unité de sorte que le processus dynamique converge vers un équilibre. L'hypothèse nulle de non cointégration, $A(1) \equiv 1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i = 0$, est inférée au moyen d'une t -statistique $t_c = \frac{1 - \sum_{i=1}^6 \alpha_i}{\sqrt{\text{Var}(1 - \sum_{i=1}^6 \alpha_i)}} = -2.5$ dont la distribution dépend du nombre de régresseurs et de la forme de la composante déterministe (Banerjee, Dolado et Mestre, 1992 ; Doornik et Hendry, 1994 PCgive manual). Or, dans le cas d'un modèle sans constante, la distribution asymptotique de cette statistique n'a pas été tabulée par ces auteurs de sorte que nous pouvons donc pas y recourir sauf entreprendre une expérience de simulation de type Monte-Carlo.

Toutefois, la procédure de test de l'hypothèse de cointégration peut être réalisée en exécutant une simple réécriture du modèle ARE sous la représentation à correction d'erreur (ECM) suivante :

$$\begin{aligned} \Delta(w_t - pva_{t-1}) &= \delta_0 + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i^* \Delta(w_{t-i} - pva_{t-1-i}) + \sum_{i=0}^{m_1-1} \beta_{i1}^* \Delta(pc - pva)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{m_2-1} \beta_{i2}^* \Delta pdt_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_3-1} \beta_{i3}^* \Delta cs_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_5-1} \beta_{i5}^* \Delta^2 pva_{t-i} \quad (17) \\ &+ \sum_{i=1}^{m_4-1} \beta_{i4}^* \Delta U_{t-i} - A(1) \left\{ w_{t-1} - pva_{t-2} - \frac{\beta_1(1)}{A(1)} (pc - pva)_{t-1} \right. \\ &\quad \left. - \frac{\beta_2(1)}{A(1)} pdt_{t-1} - \frac{\beta_3(1)}{A(1)} cs_{t-1} - \frac{\beta_4(1)}{A(1)} U_{t-2} - \frac{\beta_5(1)}{A(1)} \Delta pva_{t-1} \right\} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

avec $A(L) \equiv 1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i L = A^*(L)(1-L) + A(1)L$, $\beta_j(L) \equiv \sum_{i=0}^{m_j} \beta_{ij} L^i = \beta_j^*(L)(1-L) + \beta_j(1)L \forall j = 1, \dots, 5$ et $\beta_{04} = 0$. Cette reparamétrisation vise à spécifier explicitement un terme traduisant le mécanisme de retour vers la solution de long terme à côté d'une dynamique de court terme (glissements trimestriels des déterminants des salaires).

A l'instar de la procédure initiée par les travaux de Kremers *et al.* (1992), Dolado *et al.* (1992 et 1993), le test de cointégration consistera à apprécier l'ordre de grandeur de la force de rappel vers l'équilibre, à la différence que celle-ci sera appréciée dans le cadre d'une estimation en une étape du modèle à correction d'erreur au lieu de deux comme dans l'approche de Kremers

et al. (après avoir préalablement estimé les paramètres de la régression statique, on insère dans une seconde étape le résidu de long terme dans l'ECM et on estime les coefficients associés à la force de rappel et à la dynamique de court terme). La valeur de la statistique demeurera numériquement identique par construction, seule sa distribution asymptotique sous l'hypothèse nulle sera modifiée. Le degré de significativité du coefficient $A(1)$ qui mesure l'ampleur de la correction d'erreur est testé au moyen d'une t -statistique notée $t_{ecm} \equiv t_c = -2.5$ (*cf.* Tableau 4 pour une présentation des résultats de l'ECM). Concernant le choix des valeurs critiques à utiliser, il est important de préciser que la loi limite de t_{ecm} , sous l'hypothèse nulle, est plus proche de la distribution normale que de la loi non standard mis en évidence par Dickey-Fuller et dont l'usage est préconisée par Kremers *et al.* (1992). Dans le cas où le vecteur de long terme est estimé dans une première étape, Zivot (1994) recommande d'utiliser pour le test, la loi normale¹⁹, ce qui nous semble plus approprié. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est donc rejetée au seuil de 5%, et confirme l'existence de co-mouvements de long terme entre le coût du travail et un ensemble de déterminants macroéconomiques sur la situation des marchés des biens et du travail.

Avant de commenter les résultats, nous devons souligner que la dérivation des paramètres de long terme sur la base d'une estimation de la représentation ARE fournit des résultats non biaisés même en présence de variables explicatives endogènes (Inder, 1993). En outre, les tests de Student construits à partir des coefficients de long terme possèdent une loi normale et nous place dans un cadre d'inférence standard et cela indépendamment du fait que les régresseurs soient endogènes ou non (Inder, 1993)²⁰.

4.3.2 Elasticités de long terme et propriétés économiques du modèle

Nous pouvons désormais déterminer quels chocs d'offre affectent le mode de formation des salaires, ainsi que dans quelle mesure les salariés les supportent par une modification de leur salaire-cible. Plus exactement, cela revient à tester des restrictions sur les coefficients de long terme de (16) par le

¹⁹Zivot (2000) démontre que la distribution est en fait la loi dite de Hansen (1995) *i.e.* un mélange des distributions normale et de Dickey-Fuller.

²⁰Malgré l'inclusion d'une variable de prix dans l'équation de salaire et de sa potentielle endogénéité, nous ne procédons pas à des estimations de type Fully-Modified (Phillips et Hansen, 1990) puisque une telle correction semi-paramétrique du vecteur de cointégration présente peu d'améliorations, voire aucune, par rapport à une estimation fondée sur le modèle ARE (Inder, 1993).

TAB. 4: Représentation à correction d'erreur du salaire w_t

Variable	Retard (ou indice) i						
	0	1	2	3	4	5	6
$\Delta(w_{t-i} - pva_{t-1-i})$	-1	0.46	-0.09	-0.16	-0.08	0.03	
	-	(0.11)	(0.12)	(0.12)	(0.11)	(0.10)	
$\Delta^2 pva_{t-i}$	0.28	-0.49	0.0002	-0.17	-0.13	-0.16	
	(0.10)	(0.16)	(0.15)	(0.14)	(0.13)	(0.10)	
Δpdt_{t-i}	0.05	0.02	-0.08	-0.02	-0.009	0.05	
	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	
Δcs_{t-i}	0.45	-0.24	-0.013	0.084	0.11	-0.005	
	(0.05)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.06)	
ΔU_{t-1-i}	-0.15	-0.39	0.82	-0.82	0.08	0.19	-0.37
	(0.26)	(0.29)	(0.28)	(0.29)	(0.30)	(0.28)	(0.23)
$\Delta(pc - pva)_{t-i}$	0.14	0.22	-0.004	-0.06	0.17	0.007	
	(0.08)	(0.08)	(0.09)	(0.11)	(0.10)	(0.09)	
D_i		-0.007	-0.005	-0.015			
		(0.004)	(0.002)	(0.005)			

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types estimés. $R^2 = 0.99$, $DW = 2.11$ et l'écart-type du modèle $\hat{\sigma} = 0.26\%$. Dans un souci de clarté les coefficients et les écart-types des variables indicatrices $\{D_i\}_{i=1}^3$ ont été multipliés par 100.

biais d'une série de tests dont les hypothèses pouvaient être emboîtées²¹.

- Tester l'indexation unitaire du coût nominal du travail sur les prix de consommation en testant au moyen d'un test standard de Fisher l'hypothèse nulle $H_{01} : A(1) = \beta_1(1) = \beta_5(1)$ *i.e.* l'hypothèse d'élasticité unitaire entre le coût du travail w_t et les prix de consommation pc_t .

Les paramètres estimés sont proches de l'unité pour les termes de l'échange intérieurs (exprimés comme le rapport des prix de consommation aux prix de valeur ajoutée) et le taux d'inflation mesuré en termes de prix de valeur ajoutée; ceci constitue une première indication intuitive pour l'acceptation de ces hypothèses. Plus robustement, la statistique de test présente une probabilité marginale égale à 0.85, et nous conduit à fortement accepter la validité des deux restrictions. Ainsi, les employés ou leurs représentants considèrent lors

²¹L'inférence peut être effectuée au moyen d'un test de student classique étant donné que la distribution de cette statistique pour les coefficients de long terme $\left\{ \frac{\beta_j(1)}{A(1)} \right\} \forall j = 1, \dots, 5$ est asymptotiquement normale (Inder, 1993).

des négociations salariales comme déflateur de leurs rémunérations l'indice des prix à la consommation (équation de salaire). Leurs employeurs, quant à eux, ne s'intéresseraient qu'aux prix de valeur ajoutée (équation de prix).

- Tester $H_{02} : \beta_2(1) = A(1)$ *i.e.* l'hypothèse d'indexation unitaire du coût nominal du travail à la productivité du travail à l'aide d'un test de Student sous les deux hypothèses alternatives H_{01} et H_{11} .

Que ce soit sous l'hypothèse d'indexation unitaire des salaires aux prix de consommation (H_{01}) ou non (H_{11}), cette contrainte est acceptée (probabilités marginales égales respectivement à 0.29 et 0.13) et plaide pour une cible en termes de part salariale dans la valeur ajoutée.

- Tester $H_{03} : A(1) = \beta_1(1) = \beta_2(1) = \beta_5(1)$ *i.e.* l'hypothèse de cible de salaire s'exprimant en termes de part salariale dans la valeur ajoutée.

La statistique associée à ces contraintes dispose d'une probabilité marginale de 0.60 et nous conduit donc à accepter l'hypothèse de cible de long terme exprimé en termes de part salariale. Ce résultat est cohérent avec de précédentes analyses concluant à la stabilité à moyen-long terme de la part de la rémunération du facteur travail ou de manière complémentaire du taux de marge en France (Cotis et Rignols, 1998; Prigent, 1999; Baghli, Cette et Sylvain, 2002). Notons, par ailleurs, qu'une telle conclusion confirme la validité en France d'une modélisation dynamique des salaires qui intégrerait une force de rappel vers une cible de part salariale dans la valeur ajoutée, équation (9), réconciliant ainsi les approches de type courbe de Phillips et WS-PS (Blanchard et Katz 1997 et 1999).

- Tester la neutralité du coin social sur le taux de chômage d'équilibre *i.e.* l'hypothèse $H_{04} : \frac{\beta_3(1)}{A(1)} = 0$ ou $\beta_3(1) = 0$, sous H_{01} , H_{11} et H_{03} .

En premier lieu, il convient de souligner que l'impact du coin social a été testé à la fois sous sa forme agrégée et désagrégée : distinction suivant la nature du prélèvement (les CSS, CSE et CSG-CRDS sont insérées séparément) ou sur qui porte *in fine* le prélèvement (introduction dans la régression des cotisations sociales salariales au sens large et cotisations sociales employeurs). Dans le second cas, il s'est avéré que les estimations économétriques étaient très peu satisfaisantes (coefficients pas significatifs et signes erronés) ce qui nous a conduit à rejeter une telle alternative. La valeur du paramètre estimé du coin social semble très sensible à la période d'estimation choisie. Dans le cas où l'hypothèse de cointégration est acceptée et où les coefficients ont un signe et une valeur économiquement cohérents, le paramètre estimé du coin social se situe dans l'intervalle [0.4 ; 0.8]. Le paramètre du coin social est relativement élevé et constamment peu significatif statistiquement. De

plus, au cours de nos estimations, il s'est avéré que l'imposition ou non de l'élasticité unitaire entre les salaires et la productivité avait un impact notable sur le coefficient de long terme attaché au coin social. En effet, si on impose cette indexation, le coin apparaît non significatif et présente un signe souvent contre-intuitif, à savoir négatif, alors que celui du taux de chômage augmente considérablement (autour de 9 %). En dépit de son caractère non significatif, nous avons pris le parti de conserver la variable de coin social dans le modèle en considérant que lors de la phase de reparamétrisation et de "simplification" de l'équation de régression (imposition de l'hypothèse H_{01} notamment), nous pourrions dégager un diagnostic plus précis sur l'impact de la taxation du travail dans le mode de formation des salaires.

5 Courbe d'aspiration salariale optimale

Nous avons étudié la pertinence du modèle d'un point de vue à la fois économique (conformité à la théorie macroéconomique) et statistique (rejet de l'hypothèse de non cointégration). Il s'agit dorénavant de rechercher la spécification dite optimale ou parcimonieuse sur la base du modèle ECM général précédent qui, quoique relativement sur-paramétré, fournissait une information plus précise de la forme de la solution de long terme. L'élimination des variables jugées statistiquement non significatives ou économiquement contre-intuitives a été effectuée de manière séquentielle au moyen de tests économétriques.

5.1 Ajustement des salaires en fonction d'une norme de pouvoir d'achat

Dans l'optique d'évaluer dans quelle mesure les dernières baisses de charges sociales peuvent constituer une explication au phénomène récent de modération salariale inhérente aux réflexions sur le coût du travail des non-qualifiés (notamment les politiques d'aménagement du temps de travail), nous avons décidé au préalable de ne pas imposer l'indexation unitaire de la productivité (hypothèse H_{12}) et estimé un modèle autorégressif à retards échelonnés sous les restrictions $A(1) = \beta_1(1) = \beta_5(1)$ (hypothèse H_{01}). Ce dernier s'écrit de la même manière que la formulation (17) excepté que dorénavant la cible de long terme est partiellement contrainte sur la base des résultats précédents, soit : $w_t = pc_t + \beta_2(1) pdt_t + \beta_3(1) cs_t + \beta_4(1) U_{t-1}$.

Après élimination des termes non significatifs de la dynamique de court terme, on aboutit à l'équation ECM parcimonieuse, économiquement cohé-

rente et statistiquement robuste suivante :

$$\begin{aligned}
\Delta(w_t - pva_{t-1}) = & \underset{(0.06)}{0.15\Delta^2}(w_{t-1} - pva_{t-2}) + \underset{(0.06)}{0.52\Delta^2}pva_t + \underset{(0.07)}{0.19\Delta^2}pva_{t-2} \\
& + \underset{(0.04)}{0.38\Delta}cs_t - \underset{(0.05)}{0.14\Delta}cs_{t-1} - \underset{(0.13)}{0.47}(1 - L^2)\Delta U_{t-1} \\
& - \underset{(0.16)}{0.38\Delta}U_{t-7} + \underset{(0.06)}{0.22\Delta}(pc - pva)_t + \underset{(0.07)}{0.30\Delta}(pc - pva)_{t-1} \\
& - \underset{(0.01)}{0.04}\left(w_{t-1} - pc_{t-1} - \underset{(0.14)}{0.8}prodt_{t-1} - \underset{(0.73)}{0.9}cs_{t-1} + \underset{(1.56)}{3.4}U_{t-2}\right) \\
& - \underset{(0.003)}{0.007}D_1 - \underset{(0.003)}{0.01}D_2 - \underset{(0.002)}{0.003}D_3^* + \hat{\epsilon}_t
\end{aligned} \tag{18}$$

$T = 1972Q3 - 2001Q4$, $R^2 = 0.87$, $DW = 1.64$, $ek = -0.44$, $sk = -0.28$,
 $\hat{\sigma} = 0.31$ %, $RMSE = 0.05$, $Theil = 0.004$.

avec entre parenthèses les écarts-types estimés. DW est la statistique de Durbin-Watson qui teste l'autocorrélation des erreurs à l'ordre 1 (Durbin et Waston, 1950) mais qui est fournie à titre indicatif étant donnée la présence dans la régression d'un retard de la variable endogène. sk et ek représentent respectivement le coefficient d'asymétrie et d'aplatissement (excès de Kurtosis). $RMSE$ est la racine carrée de la moyenne du carré des erreurs de prévision et $Theil$ est le coefficient appréciant la qualité de l'ajustement suggéré par Theil (1958).

L'importance de la force de rappel vers l'équilibre de long terme, 16 % en rythme annuel, illustre un ajustement rapide des salaires à leur cible de long terme et nous laisse penser que les négociations salariales intègrent amplement les déséquilibres passés. En outre, son caractère significatif, t de Student égal, conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (Théorème de Granger).

L'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur la productivité est satisfaite mais de manière moins notable que pour le modèle général ayant pour solution statique (16) ; vérifiée au seuil de 5 %, cette restriction est toutefois rejetée pour une erreur de première espèce de 15 %. En fait, l'omission d'une partie de la dynamique (retards sur les séries) et les évidentes interactions entre ces variables sembleraient justifier le fait que cette contrainte apparaisse comme légèrement moins appropriée avec cette spécification. En dépit de cela, nous considérons comme adéquate la cible s'exprimant en termes de part des salaires dans la valeur ajoutée. Au cours des négociations salariales, les employés font valoir une norme de rémunération nette réelle qui suivant leur pouvoir de marché sera plus ou moins obtenue. Ainsi, une telle formulation rendra possible l'explication de la répartition salaires-profits (ou plus

généralement des différents facteurs de production dans la valeur ajoutée) dans le temps.

La spécification (18) aboutit également à une conclusion intéressante, qui par ailleurs semble insensible à la période d'estimation choisie (contrairement aux résultats obtenus avec les équations (16) et (17)), à savoir l'égalité à un du paramètre de long terme associé au coin social et son caractère significatif. Ainsi, ce résultat suggère que les salariés considèrent l'ensemble de la taxation sur le facteur travail comme un prélèvement pur et non comme une contribution financière à une offre de biens et services publics ou de prestations futures²². De ce fait, le coin social apparaîtra comme une des composantes structurelles du chômage d'équilibre.

L'absence de neutralité de la taxation sur le facteur travail sur le chômage structurel invalide toute tentative d'explication du processus de modération salariale à l'aide uniquement des dispositifs d'allègements de cotisations sociales entreprises depuis 1993 (exonération et ristournes dégressives de cotisations de sécurité sociale sur les bas salaires) et surtout 1996 (système d'aides incitatives et d'allègements de charges sociales en contrepartie d'une réduction du temps de travail pour favoriser l'emploi)²³. Assurément, le développement des divers mécanismes de baisses des charges sociales a mécaniquement contribué à une modération des coûts salariaux. Cependant, parallèlement à cet effet modérateur purement comptable, les rémunérations nettes ont également présenté un rythme de croissance relativement moins important par rapport à la première moitié des années quatre-vingt, suggérant ainsi le recours à un argument plus structurel.

En s'inscrivant dans une démarche empirique, nous avons délibérément omis, lors de la caractérisation économétrique du mode de formation salaires, des facteurs structurels qui étaient inobservables ou au mieux difficilement quantifiables ; il s'agit notamment du progrès technologique et de la concurrence sur le marché des biens²⁴. Or, sur la période 1980-2001, il apparaît non seulement que la part des salaires dans la valeur ajoutée est approximativement stable (Cotis et Rignols, 1998 ; Prigent, 1999 ; Baghli, Cette et Sylvain,

²²Le test de l'hypothèse d'indexation des salaires au coin social est acceptée au seuil de 1% au moyen d'un test de student.

²³Néanmoins, le caractère agrégé des données et la non prise en compte explicite des contreparties des prélèvements sociaux supportés par les salariés a forcément biaisé l'estimation, et atténué donc la portée d'une telle conclusion sur la neutralité de la fiscalité du travail.

²⁴Plus la technologie de production est intensive en termes de quantité de travail, plus les aspirations salariales des employés ou de leurs représentants seront faibles compte tenu de l'effet négatif sur l'emploi que peuvent avoir des salaires plus importants. De la même manière, plus le taux de mark-up est élevé, plus le prix sera élevé étant donné le salaire nominal, plus sera faible le salaire nominal payé par les entreprises.

2002 ; Fraisse, 2002), suggérant ainsi une technologie de production requérant une quantité de facteurs de production identique entre 1980-2001, et que la compétitivité sur le marché des biens n'a sensiblement pas évolué : stabilisation du taux de mark-up (Cotis et Rignols, 1998 ; Fraisse, 2002). Dès lors, on peut écarter dans l'explication de la modération salariale des changements technologiques tels qu'une déformation de la combinaison productive ou bien un accroissement de l'élasticité-prix de la demande en biens inhérent au développement de la concurrence sur le marché intérieur (même si on constate un tel phénomène particulièrement pour le secteur manufacturier).

Le Tableau 5 permet d'illustrer quantitativement ce processus de modération salariale, même si les résultats fournis sont conditionnels à la spécification économétrique adoptée. Il apparaît que, malgré l'inclusion des déterminants traditionnels des salaires dans l'équation (19) qui sera présentée par la suite, cette dernière "prévoit" généralement, sur la période 1980-2001, une progression légèrement supérieure à ce qui s'est effectivement produit. En effet, si l'on considère, en dépit du résultat de nos estimations, que le prélèvement social constitue une forme de revenu pour les salariés, alors les différentes mesures de baisses de charges patronales, particulièrement depuis 1997, auraient dues s'accompagner d'augmentations des salaires bruts nominaux. Or, comparée à la période de croissance soutenue, 1986-1990, où le salaire net nominal avait progressé de 4,1 % par an en moyenne (*cf.* Tableau 5), son évolution a été très modérée, 2,6 % par an en moyenne entre 1997 et 2001, période également de croissance de l'activité mais où le prélèvement social a constamment décru (*cf.* Graphique 1). Le coin social était bien perçu par les employés comme un prélèvement de sorte qu'ils n'ont pas exigé en contrepartie des hausses de leurs rémunérations nettes.

En fait, à l'instar de Blanchard (1997 et 2000) et Estevao et Nargis (2002), on met donc en évidence que le phénomène de modération salariale, constaté depuis le milieu des années quatre-vingt quel que soit l'indicateur salarial considéré, résulterait non d'une substituabilité (parfaite) entre fiscalité du travail et salaire net mais plutôt d'une préférence pour l'emploi plus importante (par rapport à la période antérieure) de la part des salariés et de leurs représentants durant les négociations salariales. Ainsi, la recrudescence depuis 1996 d'accords de gels ou de moindres croissance des salaires nominaux au sein de firmes ayant adoptées les 35 heures hebdomadaires ne reflèterait que cette plus grande inclinaison des salariés à l'amélioration de leur situation sur le marché du travail (plus d'emploi) plutôt que de leurs salaires nets. En conséquence, disposition essentielle des accords sur la réduction du temps de travail, les clauses de modération salariale, observées depuis les cinq dernières années et prévues pour durer 2 à 3 ans en moyenne, illustrent le fait que les salariés les perçoivent en définitive comme la contrepartie d'une baisse

TAB. 5: Taux de croissance trimestriel moyen annualisé du salaire des SNF-SF-EI (en %)

Période	Rémunération observée			Salaire net simulé	
	Salaire brut/brut (W_t)	Salaire brut	Salaire net	Equation (19)	Equation (20)
80Q1-85Q4	10.1	9.8	9.0	9.2	9.2
86Q1-90Q4	4.5	4.6	4.1	3.8	4.0
80Q1-90Q4	7.6	7.4	6.7	6.7	6.8
91Q1-96Q4	2.3	2.3	1.8	2.3	2.4
97Q1-01Q4	2.1	2.6	2.6	2.5	2.1
91Q1-01Q4	2.2	2.4	2.2	2.4	2.3
80Q1-01Q4	4.9	4.9	4.5	4.5	4.6

Le salaire brut/brut, qui s'interprète comme le coût salarial nominal, correspond à la rémunération brute augmentée des cotisations sociales employeurs. La rémunération nette correspond au salaire brut net des prélèvements sociaux à la charge des salariés (*CSS* et *CSG-CRDS*) et constitue un proxy étant donné que les taux de prélèvements sont soit apparents soit approximatifs ; l'ensemble des indicateurs salariaux considérés étant des rémunérations par tête.

du chômage (préservation voire création de postes). Les salariés, exerçant un emploi dans une firme passée aux 35 heures, ont accepté une inflexion de la progression de leurs rémunérations par rapport à un salarié aux 39 heures, et ont donc contribué, davantage que les dispositifs d'allègements de charges patronales, à la baisse du coût salarial nominal (salaire brut/brut) et donc au financement de la réduction du temps de travail²⁵. Toutefois, de par la nature de l'analyse, à part en tenir explicitement compte au moyen d'une rupture sur la constante, soit D_3 , nous ne pouvons apporter de preuve empirique justifiant qu'il s'agit bien d'un changement de préférence des salariés : changement institutionnels, importance considérable du chômage de longue durée ou existence (voire augmentation) d'une prime de risque qui traduirait une assurance des salariés contre le chômage.

²⁵Une étude récente de la DARES (Passeron, 2002) sur les effets des lois du 11 juin 1996 (loi Robien instituant un système d'aides aux entreprises subordonné à une réduction du temps de travail pour favoriser l'emploi) et du 13 juin 1998 (loi Aubry 1 qui fixe la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au 1^{er} janvier 2002 pour les autres firmes) conclut qu'entre 1996 et 2000 l'impact net sur l'emploi imputable directement aux 35 heures est de l'ordre de 6 à 7,5 %.

Sous les hypothèses de cible de part salariale et de résistance intégrale des salariés vis-à-vis du coin social, nous avons conduit une estimation contrainte du modèle autorégressif général (17) qui s'écrit :

$$\begin{aligned}
\Delta(w_t - pva_{t-1}) = & \underset{(0.07)}{0.18\Delta^2}(w_{t-1} - pva_{t-2}) + \underset{(0.06)}{0.10\Delta}(w_{t-4} - pva_{t-5}) \\
& + \underset{(0.08)}{0.53\Delta^2}pva_t + \underset{(0.08)}{0.24\Delta^2}pva_{t-2} + \underset{(0.05)}{0.36\Delta}cs_t - \underset{(0.06)}{0.17\Delta}cs_{t-1} \\
& - \underset{(0.15)}{0.41}(1 - L^2)\Delta U_{t-1} - \underset{(0.18)}{0.59\Delta}U_{t-7} + \underset{(0.07)}{0.21\Delta}(pc - pva)_t \\
& + \underset{(0.08)}{0.33\Delta}(pc - pva)_{t-1} - \underset{(0.07)}{0.10\Delta}(pc - pva)_{t-2} \\
& + \underset{(-)}{0.01}(\Delta^2 PRODT + \Delta^2 PRODT_{t-2} + \Delta^2 PRODT_{t-4}) \\
& - \underset{(0.001)}{0.01} \left(w_{t-1} - pc_{t-1} - prod_{t-1} - cs_{t-1} + \underset{(2.7)}{3.5}U_{t-2} \right) \quad (19) \\
& - \underset{(0.004)}{0.001}D_1 - \underset{(0.004)}{0.01}D_2 - \underset{(0.001)}{0.004}D_3^* + \hat{\epsilon}_t
\end{aligned}$$

$T = 1972Q3 - 2001Q4$, $R^2 = 0.82$, $DW = 1.86$, $ek = 0.34$, $sk = -0.26$,
 $\hat{\sigma} = 0.37 \%$, $RMSE = 0.05$, $Theil = 0.004$.

avec entre parenthèses les écarts-types estimés et $PRODT$ le niveau de la productivité apparente du travail.

Durant la phase d'estimation du modèle ECM contraint, les résultats obtenus sont apparus aberrants (coefficient attaché au taux de chômage proche de 9 % en valeur absolue) de sorte qu'en nous inspirant de la spécification (9) dérivée par Blanchard et Katz (1997 et 1999), nous avons imposé que l'impact des accélérations de productivité sur le coût du travail dépendait de l'intensité de la force de rappel.

En dehors de la fiscalité sur le facteur travail et son efficience, les tensions sur le marché du travail constituent un troisième déterminant notable de l'issue du processus de négociations salariales. L'impact de long terme des salaires au chômage est estimée à 3.4-3.5 % : une hausse de 1 point du taux de chômage entraîne une baisse de 3.5 % des salaires. L'ordre de grandeur est proche des résultats retenus par le modèle macroéconomique *Mésange* de la Direction de la Prévision (4 %)²⁶, mais apparaît, en revanche, plus éloigné des conclusions économétriques de Cotis, Méary et Sobczak (1996) ou L'Horty et

²⁶L'estimation du modèle *Mésange* est néanmoins réalisée après calibration à 1 des coefficients de la productivité du travail et du coin social, sans que ne soient testées au préalable de telles restrictions.

Sobczak (1997) dérivées dans un cadre WS-PS où l'hypothèse d'indexation du coin social au coût du travail était validée par les données (négociations salariales sur le salaire net réel). Malgré l'existence d'une incertitude sur le coefficient estimé du taux de chômage (Tableau 6), sa valeur nous paraît refléter correctement l'état actuel du marché du travail, et est relativement proche des estimations plus précises effectuées sur la base de données microéconomiques (Blanchflower et Oswald, 1995 ; Estevao et Nargis, 2002).

TAB. 6: Elasticité du taux de chômage aux salaires dans la littérature économique

	En %
Modèle BdF BASE 1995 (2000) ^(*)	5.9
Cotis, Méary et Sobczak (1996)	5.8
Bonnet et Mahfouz (1996)	5.5
L'Horty et Rault (1999)	5
Turner <i>et al.</i> (1996), modèle Interlink (OCDE)	4.2
Modèle <i>Mésange</i> (Direction de la Prévision)	4.0
Cotis et Loufir (1990)	3 à 5
Modèle BdF BASE 1980 (2000)	3.3
L'Horty et Sobczak (1997)	1.1 à 2.3
Blanchflower et Oswald (1995) et Estevao et Nargis (FMI, 2002)	0.1 avec $\ln(U)$ soit 1 avec U pour $U = 10\%$

(*) Dans la version du modèle de prévision utilisé par la Banque de France au moment de la rédaction de cet article, l'équation de salaire avait été préalablement estimée en BASE 1995 et comportait un coefficient de 3.3 sur le taux de chômage. Néanmoins, les comptes nationaux faisant l'objet de révisions, et pour assurer la compatibilité de nos résultats nous avons décidé de réestimer l'équation. Comme nous le verrons en Section 5.2.2, le coefficient obtenu, 5.9 en l'occurrence, est considérablement significativement plus élevé.

Les disparités d'évolution entre les prix à la consommation et les prix de valeur ajoutée, consécutives au contenu distinct en biens importés, se répercutent positivement sur les salaires. Le rôle prépondérant des termes de l'échange dans la déformation du partage de la valeur ajoutée à long terme trouve son explication par l'indexation intégrale des salaires aux prix de consommation qui s'accroissent consécutivement à un choc exogène tels que les chocs pétroliers. C'est cette résistance salariale qui d'ailleurs est souvent l'une des principales raisons évoquées dans les travaux empiriques sur le taux de marge pour expliquer la baisse puis les faibles niveaux des taux de marge consécutifs aux deux chocs pétroliers constatés en France (Cotis et Rignols, 1998 ; Baghli, Cette et Sylvain, 2002). Soulignons également que

l'intervention l'écart entre les prix de consommation et de valeur ajoutée dans la courbe d'aspiration salariale traduit l'influence de la taxation indirecte sur les salaires (TVA) et donc sur le chômage structurel.

La réaction des salaires au coin social est très rapide puisqu'elle est d'un peu moins de 40 % au bout d'un trimestre. Ce sur-ajustement immédiat est par la suite "corrigé" au second trimestre par une baisse (-10 % pour le modèle à correction d'erreur sans restrictions (18) et -11 % pour celui avec cible contrainte) et un ajustement moindre les trimestres suivants. Quant à l'élasticité de court terme des termes de l'échange, son niveau décroît graduellement dans les deux spécifications puisqu'elle passe d'environ 20 % au bout d'un trimestre à 1 % après six trimestres. De ce fait, environ 55 % (42 % pour la représentation ECM (19) où les élasticités de long terme sont contraintes) d'un choc sur les prix de consommation est transmis aux salaires au bout d'une année²⁷.

L'estimation de la régression contrainte précédente permet de décomposer l'évolution du coût du travail en fonction des contributions de ses différents déterminants (Graphiques 9 et 10). On constate classiquement que les facteurs les plus influents sont, par ordre décroissant, les termes de l'échange, les tensions sur le marché du travail, l'efficience et la fiscalité du facteur travail.

Au vu de l'analyse des différentes contributions au taux de croissance du coût du travail, il s'avère que les chocs de termes de l'échange ont été responsables d'une grande partie de l'évolution des salaires réels en France ces trente dernières années. Le renchérissement du prix relatif de l'énergie constaté au cours du milieu des années soixante-dix, et dans une ampleur moindre au début des années quatre-vingt, explique en grande partie la progression des salaires durant la période²⁸. Et réciproquement, lors du contre-choc pétrolier du milieu des années quatre-vingt, l'amélioration des termes de l'échange aurait réduit le poids de la facture énergétique des entreprises, provoquant conséquemment un ralentissement de l'inflation, de sorte que les salariés ont

²⁷Nous avons considéré que d'une part le choc résultait d'une modification des prix de consommation et doit en conséquence plus s'interpréter comme un choc intérieur. Et d'autre part, ne sont pas pris en compte les effets de second tour qui devraient agir sur le glissement trimestriel des prix de valeur ajoutée.

²⁸Les chocs pétroliers, en provoquant une accélération plus rapide des prix de consommation (en raison de leur contenu en biens importés) par rapport aux prix de valeur ajoutée, induisent une modification du partage de la valeur ajoutée favorable au facteur travail. Même si le ralentissement de l'activité économique et notamment la diminution

de la productivité du travail qui en résulte, agissent négativement sur la rémunération du travail, cet effet à la baisse est généralement atténué par des rigidités liés au contrat de travail et l'indexation des salaires nominaux aux prix de consommation.

progressivement récupéré une partie de leur pouvoir d'achat et réclamé de moindres augmentations de leur rémunération. C'est d'ailleurs cette indexation (quasiment) intégrale des salaires aux prix de consommation qui explique la prépondérance des termes de l'échange dans la détermination du taux de marge d'équilibre (Cotis et Rignols, 1998). C'est donc la moindre dégradation des termes de l'échange qui est responsable du changement de niveau du taux de croissance annuel des rémunérations : alors qu'au cours des années soixante-dix, le rythme annuel des salaires atteignait 15 % en moyenne, celui s'est stabilisé dans les années quatre-vingt-dix autour de 2 % (Graphiques 9 et 10). En outre, les récentes évolutions à la hausse des rémunérations, notamment en 2001, résulteraient essentiellement d'accélération des prix non anticipée car consécutives à des "chocs" énergétiques.

Toutefois, les influences de la productivité du travail et du taux de chômage sur les mouvements du coût du travail ont également été marquées, même si elles ont été relativement moins prépondérantes. En effet, la croissance du chômage, consécutive à un ralentissement de l'activité, en induisant une diminution de leur pouvoir de marché durant les négociations salariales, a agi tel un facteur modérateur sur les revendications salariales au milieu des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix. A l'inverse, malgré l'amélioration récente de l'emploi celle-ci a contribué assez faiblement à l'évolution du taux de croissance du coût du travail des dernières années (stabilisation du rythme annuel de progression). Quant à l'efficacité du travail, son impact, qui demeure somme toute limité, est quasiment constant dans le temps, le fort déclin de la contribution des termes de l'échange le rendant relativement plus substantiel.

De la même manière, on peut s'apercevoir que le prélèvement social ne contribue que très faiblement aux évolutions du coût du travail. En fait, son impact se ramène à son seul effet comptable en raison de l'indexation unitaire du coin aux salaires. Sur la période récente, les allègements de charges ont eu un impact modérateur sur les coûts salariaux à partir de la mise en place de la réduction du temps de travail, *i.e.* pour les années 1998-2000. En revanche, les exonérations précédentes (exonération de cotisations d'allocations familiales, réduction dégressive de cotisations patronales ou ristourne dégressive) ne semblent pas avoir freiné de manière significative la progression des coûts salariaux.

Notons que le profil et le niveau des contributions demeurent identiques si les contraintes d'indexation unitaire de la productivité et du prélèvement social sont levées.

5.2 Prévision : validité statistique du modèle

Parallèlement à sa pertinence économique, il convient dorénavant de considérer l'aspect statistique du modèle final (19), *i.e.* d'étudier ses propriétés statistiques. Pour cela, nous avons conduit une batterie de tests dits de "mauvaises" spécifications, dont les résultats sont présentés dans le Tableau 7, ainsi qu'une étude de la stabilité des paramètres au moyen d'estimations récursives et de tests de changement structurels.

5.2.1 Constance du modèle

Compte tenu des résultats des inférences sur les résidus de la représentation ECM, il apparaît que l'équation (19), de même que le modèle non contraint (18), est statistiquement bien spécifiée : acceptation des hypothèses nulles de normalité, d'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs et de linéarité du modèle. En outre, au vu du Graphique 11 qui présente les résidus calculés récursivement sur la période 1983Q3-2001Q3, il apparaît que ces derniers se situent bien dans leur intervalle de confiance formé par $\pm 2\hat{\sigma}_t$, excepté pour le premier trimestre de 1997, ce qui indique une absence de rupture dans la relation (19). L'écart-type récursif est faible et décroît graduellement sur l'échantillon et confirme à nouveau la validité (constance) du modèle. Afin de déterminer si l'observation 1997Q1 correspond à une date de changement structurel ou à un point particulier (*outlier*) nous avons mené une inférence sur la stabilité dans le temps du modèle. En fait, pour chaque date t de l'intervalle 1983Q3-2001Q3, nous avons exécuté le test de prévision de Chow qui consiste à estimer le modèle (19) sur la période allant de 1 à $t - 1$, à calculer des prévisions de la variable endogène pour la période allant de t à 2001Q4, et à vérifier statistiquement au moyen d'une statistique de type Fisher de l'adéquation de ces prévisions aux valeurs effectives²⁹. Sur la base Graphique 12 qui présente les probabilités marginales du test de Chow calculé pour différentes dates, l'équation (19) ne présente aucune évidence d'instabilité ou de rupture potentielle : acceptation de l'hypothèse nulle d'absence de rupture structurelle pour toutes les dates

²⁹Plus formellement, si l'on note $y_t = \Delta(w_t - pva_{t-1})$, X la matrice comprenant l'ensemble des régresseurs de l'équation (19), γ le vecteur de paramètres lui correspondant, x_t le vecteur ligne formé par les observations des régresseurs à la date t , X_t cette matrice de régresseurs pour la période 1 à t et $\hat{\gamma}_{t-1}$ l'estimation des coefficients de (19) réalisée sur l'échantillon allant jusqu'à la date $t - 1$, alors l'erreur de prévision à l'horizon 1 ou résidu récursif correspond à $y_t - x_t' \hat{\gamma}_{t-1}$ et le résidu récursif normalisé à $\frac{(y_t - x_t' \hat{\gamma}_{t-1})}{\hat{\sigma}_t}$ avec $\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\sigma}^2 \left(1 + x_t' (X_t' X_t)^{-1} x_t\right)$.

de l'intervalle 1983Q3-2001Q3 et y compris 1997Q1 ce qui suggère que cette observation est bien un *outlier*. En fait, on constate en examinant le profil temporel des accélérations cumulées de la productivité du travail qu'au premier trimestre de 1997 un pic apparaît, expliquant ainsi un tel résultat. Un test classique de changement structurel de type Chow qui repose sur l'estimation du modèle avant et après la date potentielle de rupture, 1997Q1 en l'occurrence, a permis également de confirmer ce résultat puisque la probabilité marginale associée à cette statistique s'élevait à 46 % (acceptation de l'hypothèse nulle d'absence de rupture).

En sus de la robustesse statistique du modèle, la stabilité des coefficients confirme à nouveau la pertinence d'une modélisation du coût du travail en France en fonction des termes de l'échange, du taux de chômage, de la productivité du travail et du prélèvement social. Sur la période étudiée, les évolutions de la structure institutionnelle et ses inhérentes répercussions sur la sphère économique n'ont pas (encore) agi de façon significatives pour modifier la structure de l'équation (constance des paramètres donc de l'impact sur les salaires de chacun de ses déterminants).

TAB. 7: p -value des tests de spécification des modèles à correction d'erreur

Statistique	LBJ	h	$Ar(2)$	$Ar(4)$	X_i^2	$Au(2)$	$Au(4)$	$Reset$	t_{ecm}
ECM (18)	0.27	0.07	0.63	0.17	0.11	0.10	0.49	0.49	0.00
ECM (19)	0.38	0.48	0.63	0.56	0.83	0.10	0.13	0.16	0.00

Les statistiques LJB , h , $Reset$, $Ar(k)$, X_i^2 et $Au(k)$ testent respectivement la normalité (Lomnicki-Jarque-Bera, 1980), l'autocorrélation à l'ordre 1 (Durbin, 1970), la linéarité de l'ECM (Ramsey, 1969), des erreurs ARCH à l'ordre k (Engle, 1982), l'hétéroscédasticité en excluant les produits croisés des régresseurs (introduction du seul carré des régresseurs) (White, 1980) et l'autocorrélation à l'ordre k (Breusch and Godfrey, 1986). Elles sont respectivement distribuées sous leur hypothèse nulle suivant la loi du χ_2^2 , $N(0, 1)$, de $Student_{T-k}$, du χ_k^2 et du χ_k^2 .

5.2.2 Qualité prédictive du modèle

Une propriété intéressante du modèle qu'il est nécessaire de considérer est celle de ses performances en termes prédictifs. Préalablement à l'étude de la qualité de l'ajustement du modèle aux données, il convient de déterminer son aptitude à rendre compte des résultats d'équations salariales alternatives, notamment celle élaborée par la Banque de France sur données exprimées en BASE 1980. Ce dernier modélise également le coût réel du travail à partir d'une représentation à correction d'erreur où la cible est exprimée en termes de part salariale dans la valeur ajoutée. Au moment de la rédaction de cet

article, dans la version du modèle macroéconomique utilisée par la Banque de France pour la construction de projection de moyen terme, le paramètre associé au taux de chômage est de l'ordre de 3.3. Compte tenu des révisions des comptes nationaux, si nous estimons cette équation sur la même période et les mêmes données que celles mobilisées dans cette étude, on aboutit à :

$$\begin{aligned} \Delta w_t = & \frac{0.002}{(0.006)} + \frac{0.33}{(0.07)} \Delta w_{t-1} + \frac{(1 - 0.33)}{(-)} \Delta pc_t - \frac{0.26}{(0.21)} \Delta U_t \\ & - \frac{0.015}{(0.013)} \left(w_{t-1} - pc_{t-1} - prod_{t-1} + \frac{5.9}{(4.28)} U_{t-4} \right) \\ & - \frac{0.019}{(0.005)} D_1^a - \frac{0.014}{(0.005)} D_2^a - \frac{0.013}{(0.005)} D_3^a + \hat{\epsilon}_t^a \end{aligned} \quad (20)$$

$T = 1972Q3 - 2001Q4$, $R^2 = 0.88$, $DW = 2.68$, $ek = 0.36$, $sk = -0.06$, $\hat{\sigma} = 0.47 \%$, $RMSE = 0.08$, $Theil = 0.007$.

avec D_1^a , D_2^a et D_3^a des variables indicatrices valant 1 au second trimestre respectivement de l'année 1977, 1982 et 1983, et 0 pour les autres dates.

Au contraire de l'équation (19), dans ce modèle la rémunération est perçue dans son acception large puisque la non intégration du coin social dans la solution statique revient implicitement à imposer que les salariés raisonnent en termes de salaires "bruts-bruts" (salaire brut complété par les cotisations sociales employeurs), conduisant à la neutralité de l'effet du prélèvement social sur le chômage. Les employés considèrent la taxation sur le facteur travail comme un revenu futur ou la contrepartie d'offre de biens publics. L'impact du taux de chômage, 5.9%, est un peu moins que le double de celui obtenu sur la base d'une estimation sur données en BASE 1980 (*cf.* Tableau 6). Ceci, conjugué au faible t de Student de la force de rappel (acceptation de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration), donne une première indication au caractère peu approprié de ce modèle.

La propriété d'*encompassing* ou d'inclusion des ensembles d'information apportés par deux modèles concurrents permet de rendre compte des capacités d'un modèle donné à expliquer les propriétés d'un second et donc nous indique sur le contenu informationnel de chacune des spécifications. En pratique, l'inférence de cette caractéristique se ramène à effectuer un test de restrictions dans un cadre de modèles non-emboîtés (aucune des deux équations de régression ne peut s'exprimer comme un cas particulier de l'autre). Nous effectuons l'inférence de l'inclusion des ensembles d'information des équations (19) et (20) au moyen du test J proposé par Davidson et MacKinnon (1981). Ce dernier se ramène à construire une régression artificielle comprenant chacune des deux formulations comme un cas particulier, puis

à l'aide d'une statistique de Fisher à tester soit l'omission des variables présentes uniquement dans le modèle (19) ou alternativement celles insérées exclusivement dans l'équation (20).

TAB. 8: Test J d'*encompassing* pour les modèles ECM (19) et (20)

	Hypothèse nulle			
	(20) \in (19)		(19) \in (20)	
	U_{t-1}	U_{t-3}	U_{t-1}	U_{t-3}
Probabilité marginale	0.20	0.17	0.00	0.00

De manière à ne privilégier aucune spécification, nous avons exécuté le test en insérant dans la cible de long terme soit le taux de chômage retardé de 4 trimestres (colonnes 2 et 4 du Tableau 8) soit le retard d'ordre 3 de cette variable (colonnes 3 et 5 du Tableau 8). Au regard des deux premières colonnes de chiffres du Tableau 8, il apparaît clairement que le modèle (20) est emboîté dans l'équation (19), et cela quel que soit le retard de taux de chômage considéré. Ainsi, l'équation (19) fournit une information supplémentaire à celle apportée par (20) *A contrario*, le fort rejet de l'hypothèse nulle, $H_0 : \text{Equation (19)} \in \text{Equation (20)}$, indique que cette dernière est redondante étant donné la spécification (19). En conséquence, notre équation est statistiquement suffisante et synthétise bien le modèle concurrent de sorte que l'inclusion des termes de l'échange, du coin social et d'une dynamique plus importante sur le taux de chômage et la productivité du travail fournit une approximation plus appropriée du mode de formation des salaires en France.

Au delà du fait que le résultat du test de l'hypothèse d'emboîtement est conditionnel au choix du modèle alternatif, l'inférence de cette caractéristique autorise cependant la comparaison de formulations qui ont des implications économiques différentes. En effet, ici la pertinence du coin salarial, *i.e.* à la fois des termes de l'échange intérieurs et du coin social, souligne respectivement la prépondérance du phénomène de résistance salariale aux chocs exogènes et la non neutralité de la taxation sur la masse salariale sur la détermination du chômage structurel, comme l'atteste nos précédentes estimations.

Les graphiques des simulations dynamiques (Graphiques 7 et 8) indiquent que le modèle à correction d'erreur (19) retrace correctement l'évolution des rémunérations (glissement ou niveau) sur la période. Cette validité échantillon, conjugué notamment à la stabilité des coefficients (validité hors-échantillon), signale sa pertinence comme outil de prévision et d'analyse empirique du coût du travail en France. L'ajustement de l'équation (19)

aux données, *i.e.* au véritable mécanisme de formation des salaires, demeure également valide pour la prévision des variations trimestrielles des salaires (Graphique 8), même si pour certaines dates des écarts apparaissent (particulièrement au début de l'année 1997 qui correspond en fait à un pic des accélérations cumulées de la productivité du travail).

5.3 Implications pour le NAIRU

L'hypothèse d'homogénéité dynamique entre le salaire nominal et les prix de valeur ajoutée est par construction imposée dans la dynamique de court terme de l'équation (modélisation du salaire réel) de sorte que les variations des prix domestiques induisent des modifications de sens identique du salaire nominal. Cette hypothèse d'homogénéité dynamique permet notamment d'éviter que n'existe à long terme un arbitrage entre le taux de chômage d'équilibre et l'inflation, garantissant ainsi que ce taux de chômage de long terme est bien un taux de chômage n'augmentant pas l'inflation (NAIRU).

La confrontation à la courbe d'aspiration salariale de la frontière du prix des facteurs du type $pva_t = \alpha_0 + \alpha(w_t - \gamma t) + (1 - \alpha)ck_t$, définit un unique taux de chômage de long terme U^* , qui sous certaines restrictions sur les élasticités de long terme peut s'interpréter comme un taux de chômage compatible avec une inflation stable dans le long terme.

$$U^* = -\frac{1}{\beta_4(1)} \left\{ (pc - pva) + \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} (ck - pva) + \beta_3(1)cs + \beta_2(1)prodt - \gamma t + \delta D_3^* \right\}$$

avec ck le coût d'usage du capital, $\alpha \in [0, 1]$ et $\beta_4(1)$ un coefficient dont le signe attendu est négatif.

$$U^* = 0.29 \left\{ (pc - pva) + \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} (ck - pva) + cs + prodt - \gamma t - \alpha_0 + 0.54D_3^* \right\}$$

Ainsi, si l'on considère que les entreprises déterminent leur prix en appliquant un mark-up sur le coût unitaire de production (coûts des facteurs travail et capital), le taux de chômage structurel dépendra positivement de l'écart de la productivité apparente du travail à son rythme tendanciel (gains de productivité) du coût réel du capital, des termes de l'échange intérieur (et donc du prix relatif de l'énergie) et du niveau de prélèvement social (*i.e.* du coin salarial). Chacun des déterminants devraient jouer avec plus ou moins d'intensité suivant la période considérée.

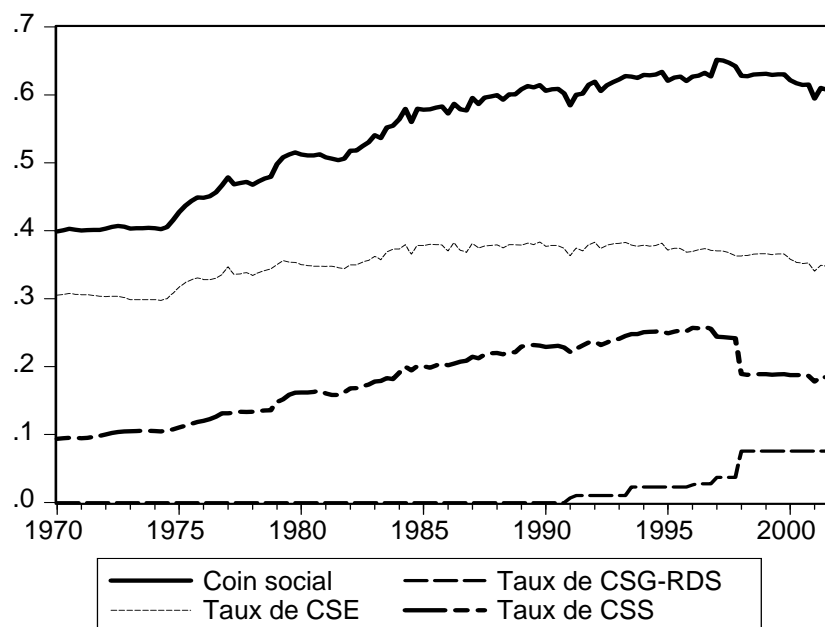
6 Conclusion

Cet article s'inscrit dans l'élaboration d'une équation de salaire du modèle macroéconomique de prévision de la Banque de France. Il s'agissait en fait d'apporter un éclairage sur le phénomène de modération salariale constaté en France depuis le début des années quatre-vingt-dix, et plus précisément d'évaluer économétriquement quel rôle ont joué les allègements de cotisations de sécurité sociale dans cette inflexion de l'augmentation des rémunérations. Nous confirmons que le coin social a contribué grandement à la montée du chômage en France, et montrons que le récent phénomène de modération salariale entraîné par la mise en place de la réduction du temps de travail résultait plus d'une préférence pour l'emploi plus importante de la part des salariés (ou d'un pouvoir de négociations salariales moindre) que la perception par les employés d'une amélioration de leurs rémunérations suite aux baisses de charges sociales. Nous montrons enfin que la cible de salaire illustre la volonté des employés de maintenir une certaine norme de pouvoir d'achat conforme avec un partage salaire-profit stable à long terme.

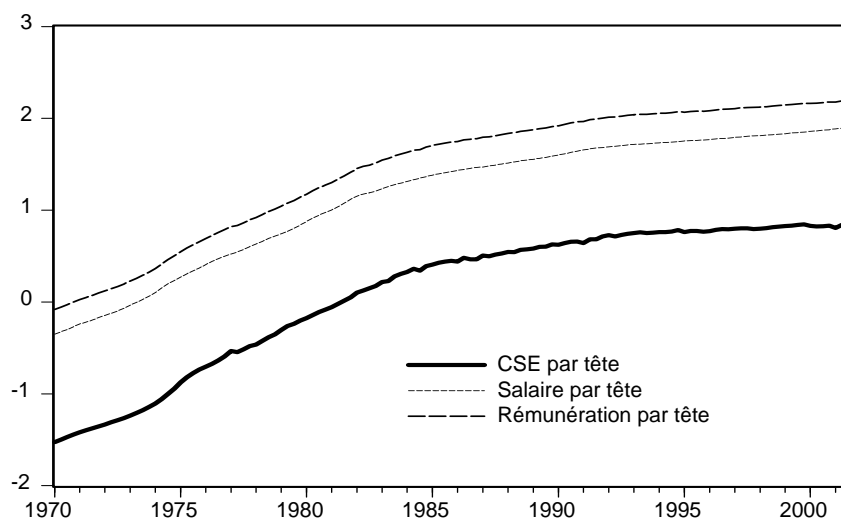
Notons qu'au cours de nos investigations économétriques, la difficulté à établir une équation de salaire valide et le caractère "perturbateur" de la productivité du travail suggèrent qu'une piste intéressante de recherche serait l'obtention d'une mesure correcte de l'efficacité du travail. Par exemple, sous l'hypothèse d'un progrès technique neutre au sens de d'Harrod, cette dernière sera approximée par le rapport entre la productivité globale des facteurs (résidu de Solow) et la part des salaires dans la valeur ajoutée (Blanchard, 1997 et 2000).

En outre, à objet prévisionnel, l'équation (19) peut toutefois être améliorée si l'on se place dans un cadre moins restrictif. Il serait par exemple intéressant d'apprécier l'impact à court terme du salaire horaire minimum, de l'indemnisation des chômeurs ou de l'hétérogénéité de l'offre de travail (prépondérance des chômeurs à longue durée) sur le mode de formation des salaires.

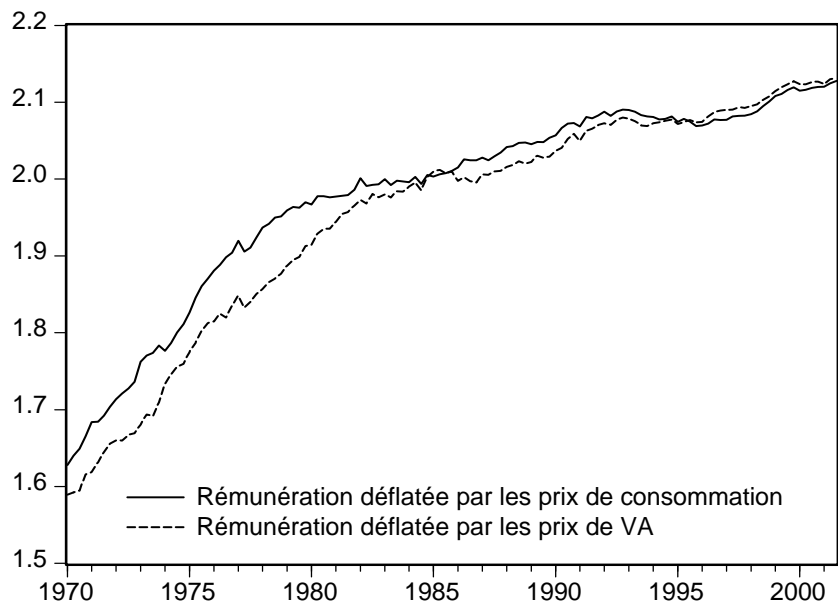
7 Graphiques



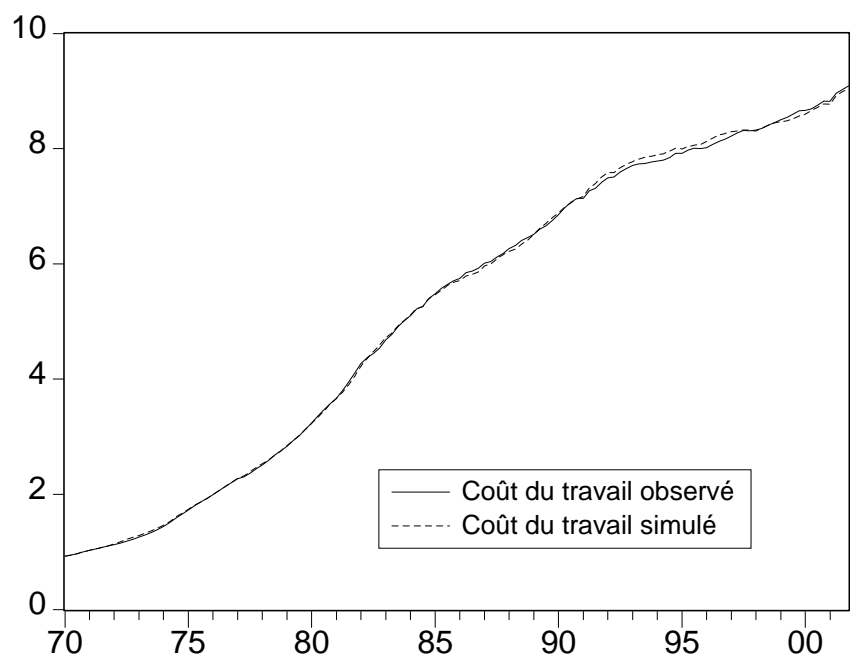
Graphique 1. Coin social des SNF-SF-EI et ses composantes.



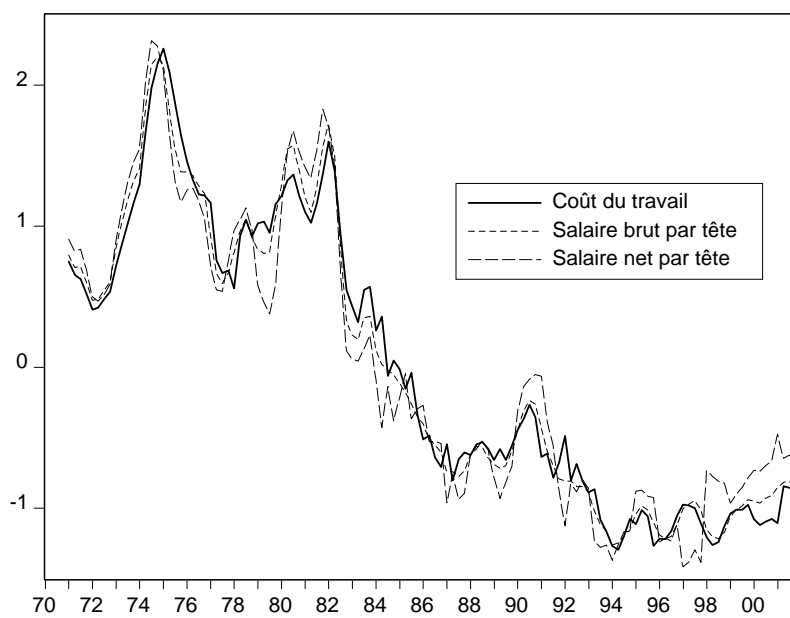
Graphique 2. Evolution du coût nominal du travail des SNF-SF-EI.



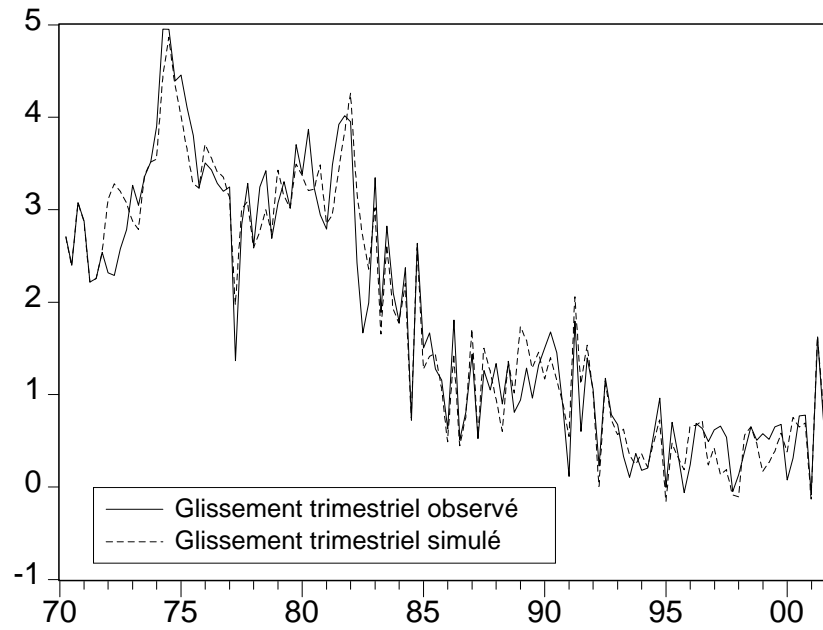
Graphique 3. Evolution du coût réel du travail des SNF-SF-EI.



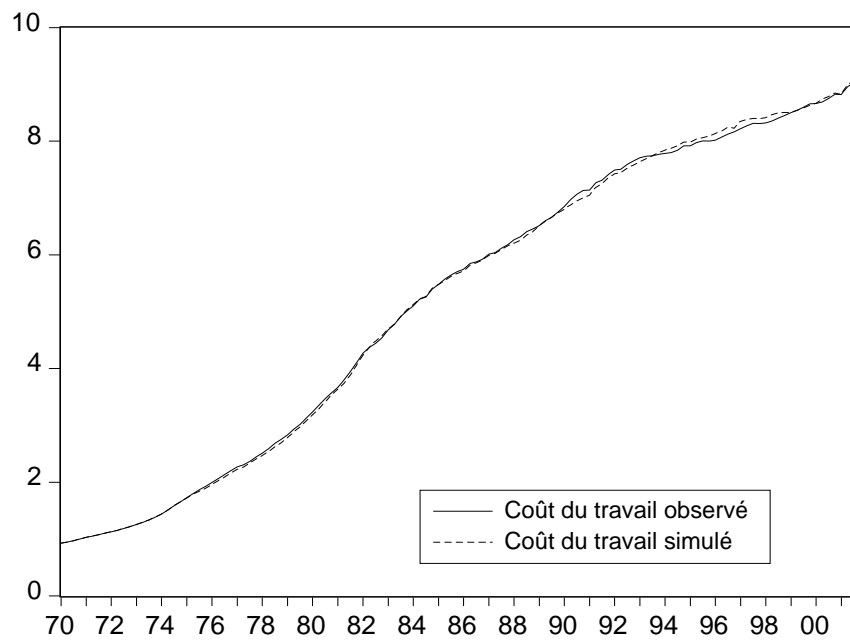
Graphique 4. Simulation dynamique du niveau du coût du travail (logarithme du niveau) à l'aide de l'équation (18).



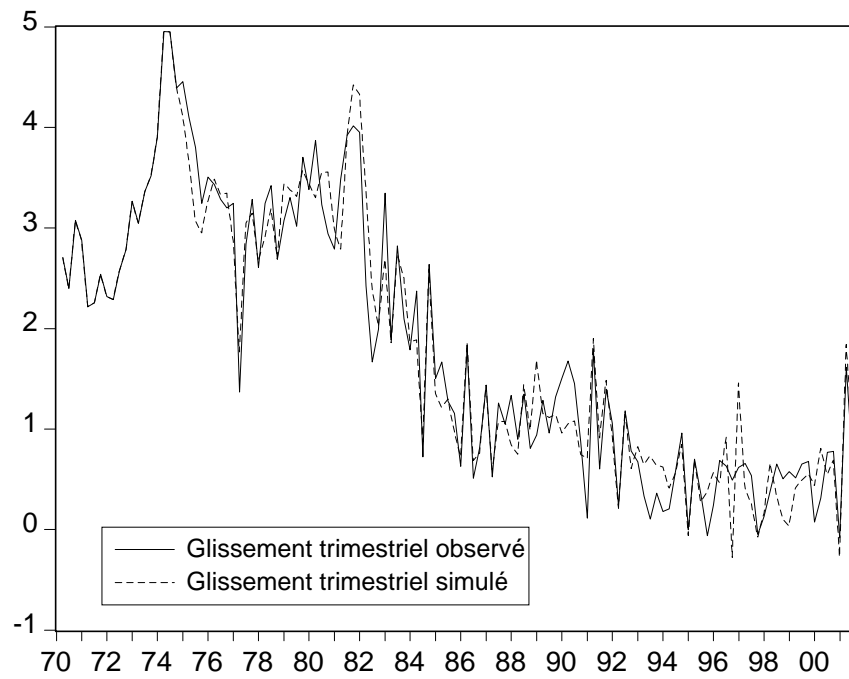
Graphique 5. Glissement annuel des rémunérations, en %



Graphique 6. Simulation dynamique du niveau du coût du travail (glissement) à l'aide de l'équation (18), en %.

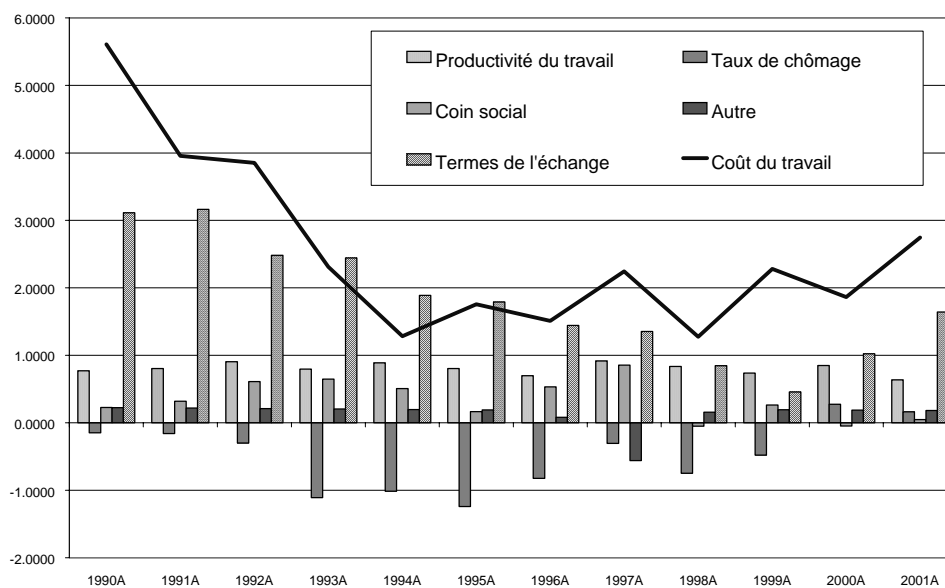


Graphique 7. Simulation dynamique du niveau du coût du travail (logarithme du niveau) à l'aide de l'équation (19).

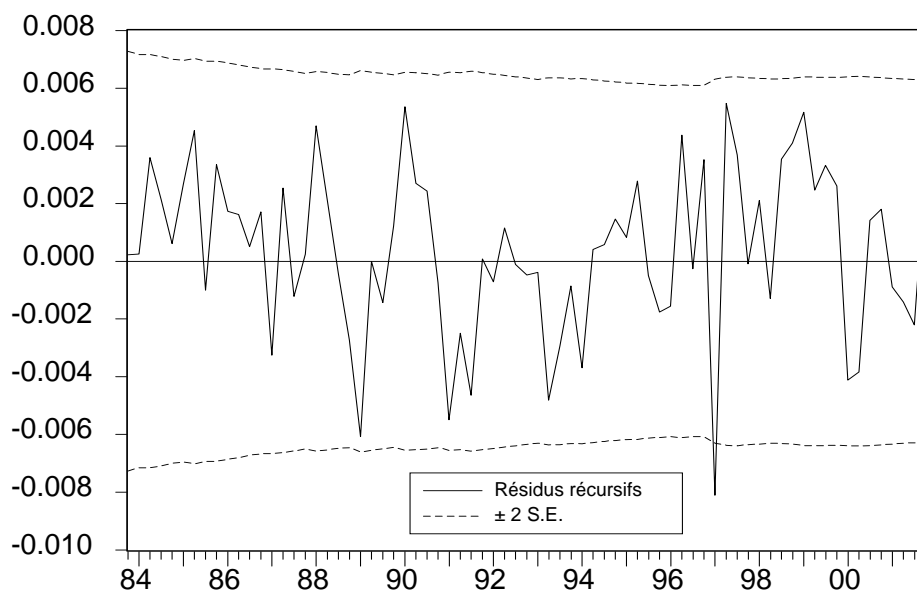


Graphique 8. Simulation dynamique du niveau du coût du travail (glissement) à l'aide de l'équation (19), en %.

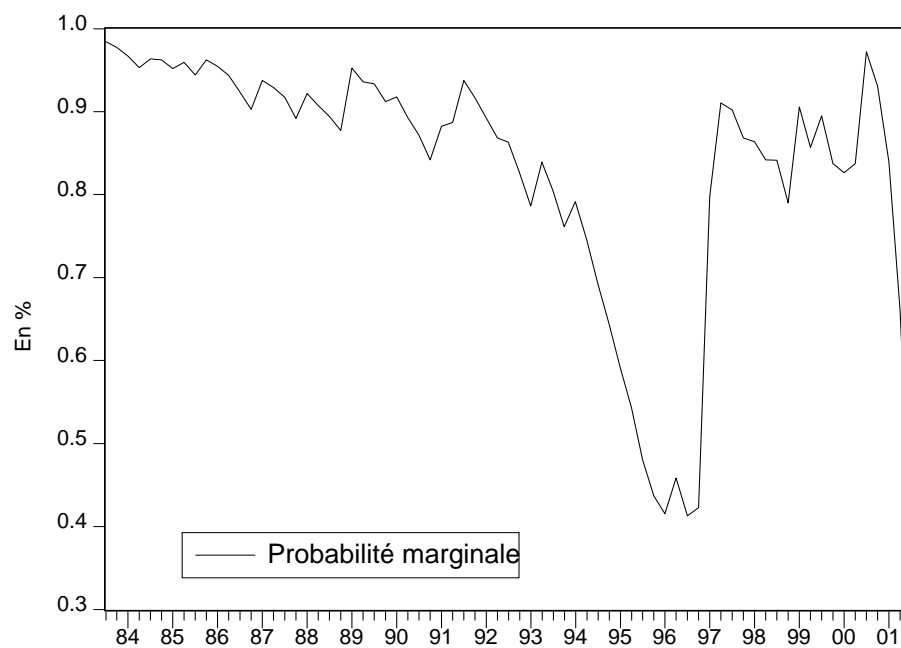
Graphique 9. Contributions au taux de croissance annuel du coût du travail.



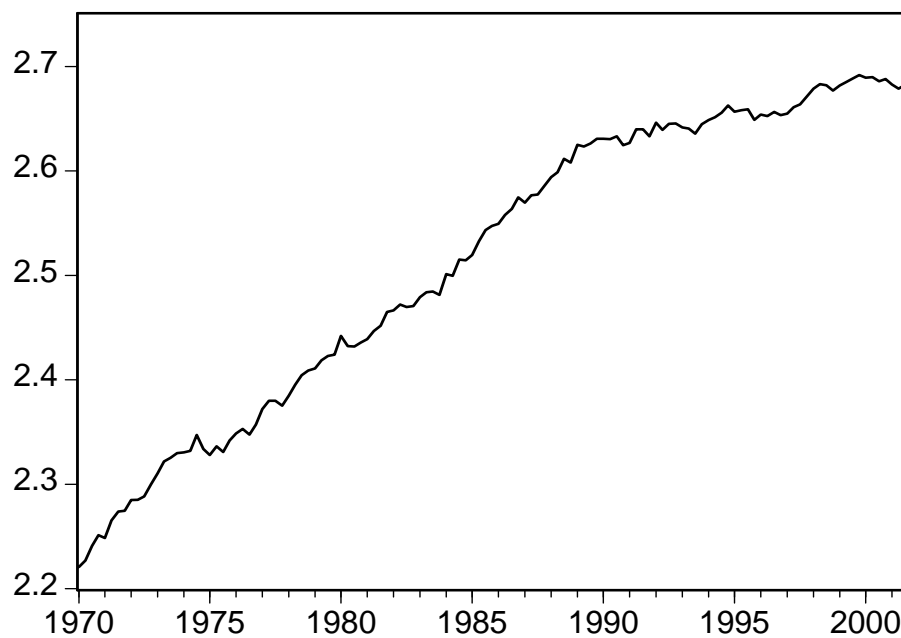
Graphique 10. Contributions au taux de croissance annuel du coût du travail.



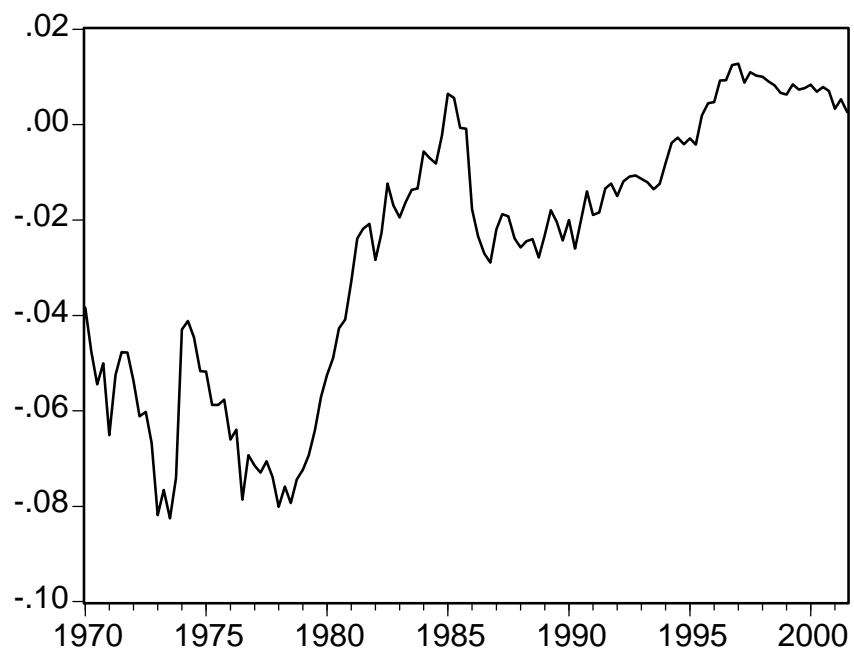
Graphique 11. Résidus récurrents normalisés et intervalle de confiance $\pm 2\hat{\sigma}_t$.



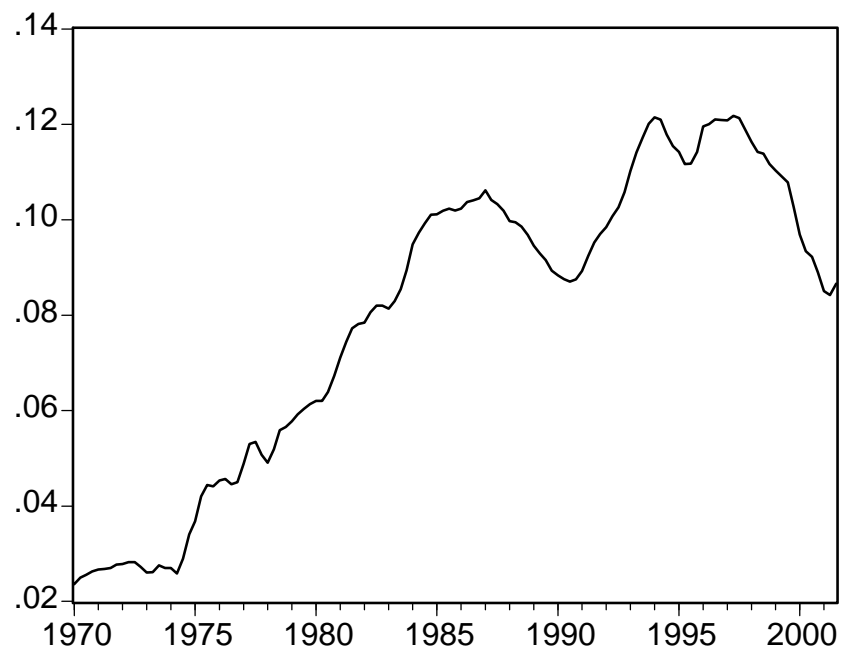
Graphique 12. Probabilité marginale du test de prévision de Chow.



Graphique 13. Productivité apparente du travail des SNF-SF-EI.



Graphique 14. Indicateur intérieur des termes de l'échange.



Graphique 15. Taux de chômage en France.

8 Appendix

Les données utilisées émanent des Comptes Nationaux trimestriels de l'Insee de mai 2001 et couvrent la période 1970Q1-2001Q4, aboutissant ainsi à un échantillon initial de 128 observations. La notation en minuscule des variables signifie que ces séries sont introduites en logarithme plutôt qu'en niveau (lettre majuscule).

w_t = Salaire nominal brut/brut par tête = rapport entre la masse salariale (y compris les cotisations sociales employeurs) versée par les sociétés financières, non financières et les entreprises individuelles et l'ensemble des effectifs salariés de ces firmes ;

pc_t = Déflateur de la consommation des ménages en biens et services ;

pva_t = Prix de la valeur ajoutée des sociétés financières, non financières et les entreprises individuelles ;

pd_t = Productivité apparente du travail = rapport entre la valeur ajoutée en volume des sociétés financières, non financières et les entreprises individuelles et leurs effectifs ;

U_t = Taux de chômage en %, construction Banque de France à partir de la population active au sens du BIT ;

$cs_t = tcse + tcss + tcsgcrds$;

$tcse_t$ = Taux apparent de cotisations sociales employeurs = rapport entre le montant des cotisations sociales employeurs versées par les sociétés financières, non financières et les entreprises individuelles et le total des salaires bruts versés par ces sociétés ;

$tcss_t$ = Taux apparent de cotisations sociales salariales = rapport entre le montant des cotisations sociales salariés versées par les sociétés financières, non financières et les entreprises individuelles et le total des salaires bruts versés par ces sociétés ;

$tcsgcrds_t = tcsgc_t + tcrds_t$;

$tcsg_t$ = Taux effectif de contribution sociale généralisée corrigé pour que la taxation ne porte que sur la seule masse salariale ;

$tcrds_t$ = Taux effectif de contribution au remboursement de la dette sociale corrigé pour que la taxation ne porte que sur la seule masse salariale.

Références

- [1] Allard-Prigent C., C. Audenis, K. Berger, N. Carnot, S. Duchêne et F. Pesin (2001) Modèle macroéconomique de prévision *Mésange* de la Direction de la Prévision, Document de travail de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Economie et des Finances.
- [2] Baghli M., G. Cette et A. Sylvain (2002) Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000, Document de travail, Direction des Etudes Economiques et de la Recherche, Banque de France.
- [3] Banerjee A., J.J. Dolado et R. Mestre (1992) On some tests for cointegration : the cost of simplicity, Document de travail n° 9302, Service d'Etudes, Banque d'Espagne.
- [4] Banerjee A., J.J. Dolado J.W. Galbraith et D. Hendry (1993) Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data, *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- [5] Bean C. (1994) European unemployment : a survey, *Journal of Economic Literature* **32**, 573-619.
- [6] Blanchard O. (1997) The medium term, *Brookings Papers on Economic Activity* n°2, 89-158.
- [7] Blanchard O. (2000) The economics of unemployment : shocks, institutions, and interactions, *Lionel Robbins Lectures*, London School of Economics.
- [8] Blanchard O. et L. Katz (1997) What do we know and do not know about the natural rate of unemployment, *Journal of Economic Perspective* **11**, 51-72.
- [9] Blanchard O. et L. Katz (1999) Wage dynamics : reconciling theory and evidence, *American Economic Review* **89**, 69-74.
- [10] Blanchflower O. et A. Oswald (1994) *The wage curve*, MIT Press, Cambridge Massachussets.
- [11] Blanchflower O. et A. Oswald (1995) An introduction to the wage curve, *Journal of Economic Perspective* **9**, 153-167.
- [12] Bonnet X. et S. Mahfouz (1996) The influence of different specifications of wages prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France, Document de travail G9611, Direction des Etudes et des Synthèses Economiques, INSEE.
- [13] Cahuc P. (1993) Les fondements théoriques, *la Persistance du Chômage*, Economica, P. Y. Henin Edition, 1-48.

- [14] Cahuc P. et Zylberberg (1996) *Economie du travail*, De Boeck Université Edition, Bruxelles
- [15] Collard F. et Hénin P-Y. (1994) Au-delà de la courbe de Phillips, *la Persistance du Chômage*, Economica, P.Y. Henin Edition, 159-181.
- [16] Cotis J.-P. et Loufir R. (1990) Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail, *Economie et Prévision*, n° 92-94, 97-110.
- [17] Cotis J.-P., R. Méary et N. Sobczak (1996) Le chômage d'équilibre en France, Document de travail n° 96-14 de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Economie et des Finances.
- [18] Cotis J.-P. et E. Rignols (1998) Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du paradoxe franco-américain, *Revue de l'OFCE* **65**, 291-344.
- [19] Davidson J. E. H., Hendry D. F., Srba F., et S. Yeo (1978) Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom, *Economic Journal* **88**, 661-692.
- [20] Davidson R. et J. G. MacKinnon (1981) Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses, *Econometrica* **49**, 781-793.
- [21] Dickey D.A. et S.G. Pantula (1987) Determining the order of differencing in autoregressive processes, *Journal of Business and Economics Statistics* **15**, 455-461.
- [22] Doornik J. et D.F. Hendry (1994) PCgive manual version 7 : an interactive econometric modelling systems, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- [23] Engle R.F. et C. Granger (1987) Cointegration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica* **55**, 251-276.
- [24] Estevao M. et N. Nargis (2002) Wage moderation in France, IMF Working paper.
- [25] Fraisse H. (2002) Estimation du bloc d'offre du modèle de prévision macroéconomique de la Banque de France, Document de travail, Direction des Etudes Economiques et de la Recherche, SEMEP, Banque de France.
- [26] Friedman M. (1968) The role of monetary policy, *American Economic Review* **58**, 1-17.
- [27] Gordon R.J. (1997) The time-varying NAIRU and its implications for economic policy, *Journal of Economic Perspectives* **11(1)**, 11-32.

- [28] Haldrup N. (1994) Semiparametric tests for double unit roots, *Journal of Business and Economic Statistics* **12**, 109-122.
- [29] Hansen B.E. (1995) Rethinking the univariate approach to unit root testing : using covariates to increase power, *Econometric Theory* **11**, 1148-1171.
- [30] Hasza D.P. et W.A. Fuller (1979) Estimation of autoregressive processes with unit roots, *Annals of Statistics* **7**, 1106-1120.
- [31] Heyer E., H. Le Bihan et F. Lerais (2000) Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen, *Economie et Prévision* n° 146, 43-59.
- [32] L'Horty Y. et N. Sobczak (1996) Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale, Document de travail n° 96-7 de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Economie et des Finances.
- [33] L'Horty Y. et N. Sobczak (1997) Estimations d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles françaises, Document de travail n°96-8 de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Economie et des Finances.
- [34] L'Horty Y. et F. Thibault (1997) Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips, *Economie et Prévision* n°127, 83-99.
- [35] Inder B. (1993) Estimating long-run relationships in economics : a comparison of different approaches, *Journal of Econometrics* **57**, 53-68.
- [36] Irac D. (2000) Estimation of a time-varying NAIRU for France, Document de travail NER n°75, Direction des Etudes Economiques et de la Recherche, Banque de France.
- [37] Johnson G.E. et R. Layard (1986) The natural rate of unemployment : explanation and policy, Handbook of Labor Economics vol. II, O. Ashenfelter and R. Layard Editions North-Holland, Amsterdam.
- [38] Kremers J.J.M., Ericsson N.R. et J. Dolado (1992) The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**, 325-348.
- [39] Layard R., S. Nickell et R. Jackman (1991) Unemployment, Oxford University Press, Oxford.
- [40] Lucas R. E. (1976) Econometric policy evaluation : a critique, *Journal of Monetary Economics* **2**, 19-46.
- [41] Manning A. (1993) Wage bargaining and the Phillips curve : the identification and the specification of aggregate wage equations, *Economic Journal* **103**, 98-118.

- [42] Mihoubi F. (1999) Partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne, Document de travail NER n°64, Direction des Etudes Economiques et de la Recherche, Banque de France.
- [43] Pantula S.G. (1986) Determining the order of differencing in autoregressive processes, Document de travail, Department of Statistics, North Carolina State University.
- [44] Passeron V. (2002) 35 heures : 3 ans de mise en oeuvre du dispositif "Aubry I", *Premières Synthèses*, Février 2002, DARES Ministère de l'Emploi et de la Solidarité.
- [45] Phelps E.S. (1967) Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time, *Economica* **34**, 254-281.
- [46] Phillips P.C.B. et S.N. Durlauf (1986) Multiple time series regression with integrated processes, *Review of Economic Studies* **53**, 473-495
- [47] Phillips P.C.B. and B.E. Hansen (1990) Statistical inference in instrumental variables regression with $I(1)$ processes, *Review of Economic Studies* **57**, 99-125.
- [48] Phillips P.C.B. et M. Loretan (1991) Estimating long run economic equilibria, *Review of Economic Studies* **58**, 407-436.
- [49] Prigent C. (1999) La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique, *Economie et Statistique* **1999-3**, n°323, 73-91.
- [50] Richardson P., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D. et Turner D. (2000) Concept policy-use and measurement of structural unemployment : estimating a time-varying NAIRU across 21 OECD countries, Document de travail n°250, juin 2000, OCDE.
- [51] Saikkonen P. (1991) Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions, *Econometric Theory* **7**, 1-21.
- [52] Sargan J. D. (1964) Wages and prices in the United Kingdom : a study in econometric methodology, in D.F. Hendry et K. F. Wallis (eds) : *Econometrics and quantitative economics*, Basil Blackwell, Oxford, 1984, reprinted version.
- [53] Shapiro C. et J.E. Stiglitz (1984) Equilibrium unemployment as a worker discipline device, *American Economic Review* **74(3)**, 433-444.
- [54] Stock J.H. et M.W. Watson (1993) A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica* **61(4)**, 113-144.
- [55] Stiglitz J.E. (1974) Wage determination and unemployment in LDCs, *Quarterly Journal of Economics* **88**, 194-227.

- [56] Weiss A. (1980) Job queues and layoffs in labour market with flexible wages, *Journal of Political Economy* **88**, 523-538.
- [57] Zivot E. (1994) Single equation conditional error-correction model based tests for cointegration, Discussion paper 94-12, Department of Economics, University of Washington, Seattle.
- [58] Zivot E. (1996) The power of single equation tests for cointegration when the cointegrating vector is prespecified, *Econometric Theory* **16**(3), 407-439.