

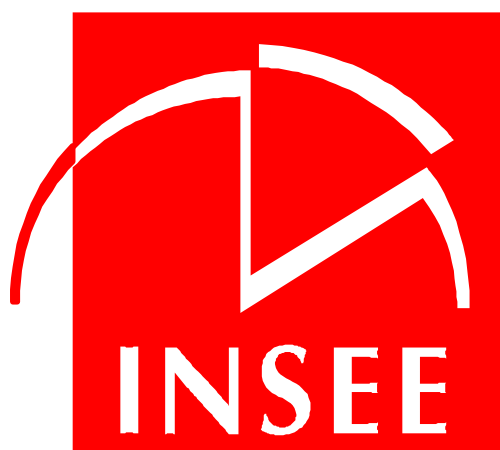
Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2003 / 09

Peut-on mettre en évidence l'existence
de rigidités à la baisse des salaires
à partir de données individuelles ?
Le cas de la France à la fin des années 90

Pierre BISCOURP * - Nathalie FOURCADE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2003 / 09

**Peut-on mettre en évidence l'existence
de rigidités à la baisse des salaires
à partir de données individuelles ?
*Le cas de la France à la fin des années 90***

Pierre BISCOURP * - Nathalie FOURCADE **

DÉCEMBRE 2003

Nous remercions Cédric Audenis et Orietta Dessy qui ont travaillé à une version antérieure de cet article, Arnaud Lefranc qui l'a discuté au cours d'un séminaire du D3E, Olivier Guillemain qui nous a apporté son aide pour l'utilisation de l'enquête Revenus fiscaux, et pour leurs remarques, Didier Blanchet, Pauline Givord, Stéphane Grégoir, Francis Kramarz, Guy Laroque et Sébastien Roux.

* Direction des Statistiques Démographiques et Sociales - INSEE - 18 bd Adolphe Pinard 75675 PARIS CEDEX 14

** DREE - Faisait partie du D3E au moment de la rédaction de ce document

**Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités
à la baisse des salaires à partir
de données individuelles ?**

Le cas de la France à la fin des années 90

Résumé

Nous étudions l'existence de rigidités salariales à la baisse en France à la fin des années 90, à partir de trois sources : un échantillon des Déclarations Annuelles de Données Sociales (panel DADS), l'enquête Revenus fiscaux et l'enquête Emploi annuelle. Les deux premières sources, de type fiscal, sont réputées plus fiables que la dernière, issue des réponses des salariés à une enquête. Celle-ci présente de fait un bruit important, sous la forme d'une tendance à la sous-déclaration et d'une présence massive d'arrondis dans les déclarations de salaire.

Les modèles économiques standards enseignent que le salaire s'ajuste à la productivité individuelle. Tout mécanisme atténuant cet ajustement induit des rigidités, définies en pratique comme l'écart entre l'évolution effective du salaire et une évolution de référence qui prévaudrait en leur absence. Un test classique de la présence de rigidités s'appuie sur l'idée qu'elles transforment en variations de salaire nulles les variations négatives que l'on observerait avec des salaires parfaitement flexibles. Elles se traduiraient ainsi par un point d'accumulation en zéro dans la distribution des variations de salaire. Seule l'enquête Emploi présente une telle concentration, qui semble uniquement due aux erreurs de déclaration.

Afin de déterminer s'il existe des rigidités salariales à la baisse de forme plus complexe, nous testons la symétrie de l'ajustement des salaires en réponse à des chocs de productivité positifs ou négatifs, mesurés à l'aide de données d'entreprise (les Bénéfices Réels Normaux). Les résultats suggèrent un ajustement moins important des salaires en cas de choc négatif. Ces rigidités ne sont pas réductibles à la présence du salaire minimum. Les salaires des cadres s'avèrent plus rigides à la baisse que ceux des ouvriers. La flexibilité des salaires à la baisse augmente avec le taux de chômage local, qui donne une indication du pouvoir de négociation des salariés en cas de difficultés dans l'entreprise qui les emploie.

Mots-clés : Rigidités salariales, Erreurs de mesure

Downward Wage Rigidity: a Micro-Level Empirical Analysis for France in the 90s

Abstract

We use microdata to examine the existence of downward wage rigidity in France, during the second half of the 90s. We use three annual datasets : a sample of the Déclarations Annuelles de Données Sociales, the Fiscal Income Survey and the Labour Force Survey. The first two sources, compiled on behalf of the fiscal administration, are reputed to be more accurate than the last one, subject to the traditional limitations of household surveys. Indeed, we show a tendency to underdeclaration as well as massive rounding to be present in the LFS wage measure.

According to standard economic analysis, wages reflect individual productivity. All mechanisms reducing the transmission of productivity shocks to wages induce by definition wage rigidity. In practice, the presence and extent of wage rigidity must be deduced from the comparison between the actual wage evolution and some « reference evolution » observed in the absence of rigidity. A classical identifying assumption holds that downward wage rigidity transforms negative variations in the reference distribution into zero variations in the actual distribution, thus inducing a spike at zero in the latter. In French data, only the LFS exhibits such a spike, which seems to stem solely from reporting errors.

We investigate the presence of more complex downward wage rigidity, by testing for the symmetry of the response of wages to positive and negative productivity shocks. For that purpose, we match the employee files with a firm level dataset (Bénéfices Réels Normaux). Results suggest that wages adjust less completely in the case of negative shocks. Although this asymmetry is shown to decrease with the initial wage level, wage rigidity cannot be reduced to the sole presence of a minimum wage. In particular, it is also shown to be higher for executives, and increasing in the local rate of unemployment.

Keywords: Wage rigidity, Measurement errors

Classification JEL : J30, J31

I - Introduction

1.1 Rigidités salariales et politique monétaire

Depuis le début des années 80 la stabilité des prix est devenue une priorité de la politique économique. L'inflation est depuis longtemps perçue comme nuisible dans la mesure où elle brouille le message apporté par le système des prix. Mais, au cours des années 70, c'est la remise en cause sur des bases empiriques de l'existence d'un arbitrage entre inflation et chômage qui a fourni les arguments décisifs en faveur de la lutte contre l'inflation. En l'absence de chocs, lorsque les agents ne commettent plus d'erreurs d'anticipation, le taux de chômage d'équilibre est indépendant du niveau de l'inflation.

Cette indépendance repose sur l'hypothèse que le mode de formation des salaires est indépendant du niveau général des prix. L'existence de rigidités à la baisse des salaires nominaux remet en cause ce schéma. Incompatibles avec l'hypothèse classique d'absence d'illusion monétaire, ces rigidités peuvent toutefois être justifiées par des motifs d'ordre sociologique ou psychologique (Bewley, 1999 ; Kahneman et Tversky, 1979).

En période de forte inflation une baisse du salaire réel est compatible avec une stagnation, voire une augmentation du salaire nominal. Dès lors les rigidités nominales à la baisse n'ont qu'un faible impact sur les variations du salaire réel. En période d'inflation modérée ou nulle, en revanche, elles peuvent constituer une entrave à ces ajustements. La question de l'existence de rigidités nominales des salaires est importante pour la détermination de la cible d'inflation souhaitable : un niveau très faible voire nul d'inflation serait préjudiciable à l'activité. Ainsi, selon l'expression de J. Tobin (1972), l'inflation permettrait de mettre un peu d'huile dans les rouages du marché du travail.

1.2 Définir les rigidités salariales au niveau microéconomique

Afin d'éclairer ce débat, l'analyse empirique s'est en premier lieu portée sur les données micro-économiques, qui permettent d'étudier la formation des salaires au niveau individuel. Les modèles économiques standards enseignent que le salaire reflète la productivité individuelle. Lorsque cette dernière évolue, par exemple en cas de choc d'activité, le salaire devrait varier dans le même sens. Tout mécanisme *atténuant* cet ajustement induit par définition des rigidités salariales. On peut distinguer parmi ces mécanismes ceux qui entravent les ajustements des salaires de façon symétrique à la hausse et à la baisse (par exemple les coûts de catalogue), de ceux qui affectent de façon spécifique les baisses de salaires (par exemple l'aversion des salariés à une baisse du salaire nominal).

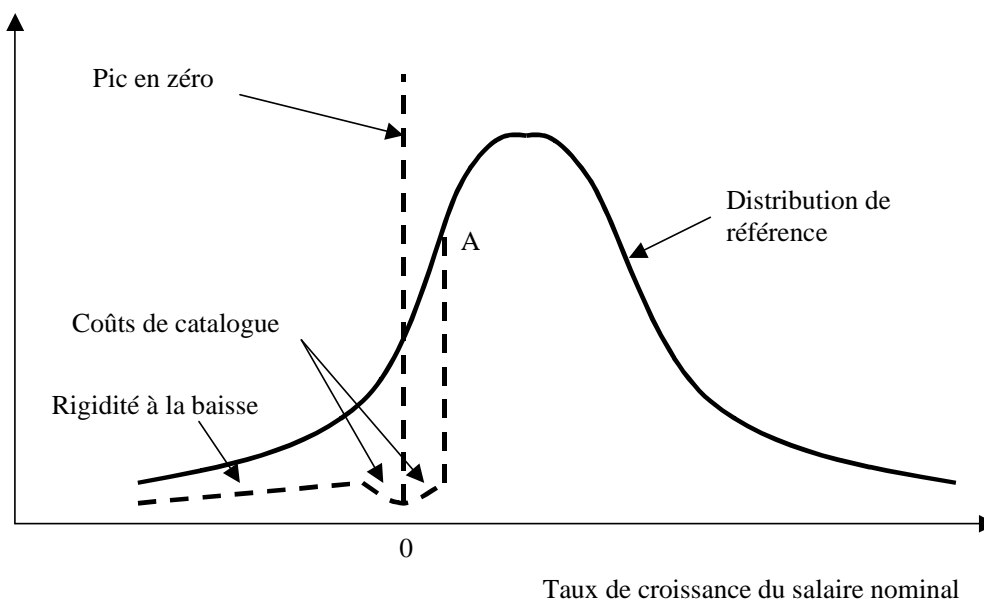
Les rigidités se définissent donc nécessairement comme écart entre l'évolution effective du salaire et une évolution de référence qui prévaudrait en l'absence de rigidités. D'un point de vue empirique, la définition précédente pose donc un problème d'identification, dès lors qu'elle nécessite la construction de cette distribution de référence, non observée, à partir d'un ensemble d'hypothèses.

La démarche empirique la plus classique, et la moins exigeante en termes de disponibilité des données, consiste à spécifier la distribution de référence des évolutions salariales individuelles, à partir de la distribution effective.

Le graphique 1 illustre cette méthode. L'économètre observe la distribution en pointillés à gauche du point A, et en trait plein à droite de ce point. Sous l'hypothèse (Card et Hyslop, 1997) que la distribution de référence est symétrique autour de la médiane et que la partie supérieure de la distribution n'est pas affectée par des

rigidités¹, on a construit la distribution de référence, en trait plein. Sous l'hypothèse supplémentaire d'absence d'erreurs de mesure, l'écart entre la distribution observée et la distribution de référence s'interprète comme l'effet des rigidités. Dans le graphique 1, on a représenté l'effet des deux types de rigidités généralement pris en compte dans la littérature : le coût de catalogue (de la négociation salariale) et la rigidité à la baisse. On suppose que le coût de catalogue est un coût fixe, identique pour les hausses et pour les baisses. Lorsque la variation du salaire de référence est trop faible pour que le gain qu'elle engendre excède ce coût fixe, le salaire effectif reste inchangé. Le coût de catalogue se manifeste ainsi dans la distribution effective sous la forme d'une réduction de densité symétrique au voisinage de zéro², associée à un pic en zéro. On a retenu une définition restrictive (mais classique) des rigidités nominales à la baisse, selon laquelle les variations négatives dans la distribution de référence se traduisent par des variations nulles dans la distribution effective, et non par des variations négatives de moindre ampleur. Les rigidités à la baisse se manifestent ainsi par une réduction de densité pour les seules baisses de salaire, également associée à un pic à l'origine. Le caractère asymétrique des distorsions qu'elles induisent permet de les identifier sous ces hypothèses.

Graphique 1 : Distribution effective et distribution de référence



De façon générale, le passage de la distribution effective à la distribution de référence repose sur des hypothèses fortes. Ainsi, si la présence de rigidités à la baisse se traduit par une simple atténuation des baisses de salaires dans la distribution de référence, elle est compatible avec l'absence d'une masse en zéro dans la distribution effective.

Dans cet article, nous proposons de compléter l'approche standard décrite ci-dessus, par une approche alternative reposant sur des hypothèses plus faibles, mais nécessitant une information plus riche. On cherche à identifier la présence de rigidités à la baisse, en testant la symétrie de l'ajustement des salaires en réponse à des chocs de productivité positifs ou négatifs. On modélise pour ce faire l'évolution de la

¹ Cette hypothèse est contestée par McLaughlin (1999) qui montre que la distribution des salaires est très asymétrique autour de la médiane, c'est à dire dans une région a priori non concernée par l'existence de rigidités.

² Dans le graphique 1, on a représenté une situation où le coût de catalogue peut varier d'une entreprise à une autre, de telle sorte que la densité se creuse au voisinage de zéro sans s'annuler.

productivité du salarié comme une fonction de l'évolution de ses caractéristiques et de celles du poste qu'il occupe, ainsi que de l'activité de l'entreprise dans laquelle il est employé.

Nous abordons la question de l'existence de rigidités nominales en France à la fin des années 90. Nous utilisons sur cette période trois sources d'information relatives aux ménages : un échantillon au 1/25^e issu des Déclarations Annuelles de Données Sociales (panel DADS), l'enquête Revenus fiscaux et l'enquête Emploi annuelle.

Les trois sources diffèrent par leur mode de collecte. Les deux premières, de type fiscal, sont réputées plus fiables que la deuxième, issue des réponses des salariés à une enquête. Leur comparaison confirme la présence d'un bruit important dans l'enquête Emploi, qui prend la forme d'une tendance à la sous-déclaration, et d'une présence massive d'arrondis dans les déclarations de salaire. Alors qu'aucun pic en zéro n'apparaît dans les distributions des taux de croissance issues des DADS et de l'enquête Revenus fiscaux, la proportion de variations de salaires nulles est de l'ordre de 13% dans l'enquête Emploi. Dès lors, seule une analyse approfondie des données permet de porter un diagnostic sensé quant à la présence de rigidités ; c'est l'objectif que nous poursuivons dans cet article.

Dans la première partie nous décrivons les sources utilisées, et nous analysons les erreurs de mesure dans l'enquête Emploi, à partir des DADS et de l'enquête Revenus fiscaux. Dans la deuxième partie nous montrons l'importance de ces erreurs pour le diagnostic sur l'existence de rigidités nominales. En considérant les deux sources administratives, a priori bien renseignées, l'analyse standard fondée sur la distribution des évolutions salariales ne suggère nullement la présence de rigidités salariales en France sur la période considérée, du moins pour autant qu'on considère le salaire toutes primes comprises, et qu'on retient une définition restrictive des rigidités dont l'identification repose sur la présence d'un pic en zéro. Dans la dernière partie, nous mettons en œuvre une approche économétrique plus générale fondée sur le test de réponse asymétrique des salaires à des chocs de productivité positifs ou négatifs. Pour ce faire, nous comparons les sources précédentes avec des données d'entreprise, les Bénéfices Réels Normaux. Les résultats de l'analyse suggèrent l'existence de rigidités nominales, qui ne sont pas incompatibles avec la présence d'une proportion élevée de baisses de salaire, et l'absence de pic en zéro dans la distribution effective. Ces rigidités ne sont pas réductibles à la présence du salaire minimum. Par exemple, les salaires des cadres sont plus rigides à la baisse que ceux des ouvriers. La flexibilité des salaires à la baisse augmente avec le taux de chômage local, qui donne une indication du pouvoir de négociation des salariés en cas de difficultés dans l'entreprise qui les emploie.

Encadré 1 : Les études des rigidités sur données micro-économiques fournissent des résultats contrastés

Le diagnostic sur l'existence et l'ampleur de rigidités salariales varie en fonction du pays, de la période d'analyse (en particulier du taux d'inflation), de la nature des données utilisées (enquêtes statistiques ou fichiers administratifs), et de la méthode retenue, en particulier du traitement des erreurs de mesure.

Les enquêtes auprès des ménages : pic en zéro et baisses de salaires

Sur données américaines, le Panel Study of Income Dynamics (PSID) est la source la plus utilisée. Card et Hyslop (1997) montrent que dans les années 1980, 15 à 20% des personnes ne changeant pas d'emploi ont connu une baisse de salaire, et 15% un gel. Sur données britanniques, Smith (1999) montre à partir du British Household Panel Survey (BHPS) que le pourcentage de baisses et de gels de salaires sont de 28% et 9% respectivement sur la période 1991-1996.

Sur données françaises, Goux (1997) obtient à partir de l'enquête Emploi des résultats comparables.

L'absence de pic en zéro dans les DADS

Toutefois, la comparaison avec les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), source administrative faisant l'objet d'une obligation de réponse et susceptible de vérification, par conséquent moins entachée d'erreurs de mesure, fournit des résultats fort différents : 23% de baisses de salaires entre 1991 et 1992, mais 0,5% seulement de gels. Dès lors, il semble non seulement que les salaires soient largement flexibles en France puisqu'un quart des salariés connaît une baisse d'une année sur l'autre, mais aussi que les erreurs de mesure soient à l'origine de rigidités observées puisqu'elles se traduisent par un pic en zéro.

L'importance des hypothèses sur les erreurs de mesure

Pischke (1995) montre que 90% des répondants au PSID déclarent une valeur arrondie, alors que de tels arrondis sont rares lorsqu'on considère les vrais salaires. Plusieurs études de validation, confrontant enquêtes auprès des ménages et sources administratives ont été réalisées. Bound et Krueger (1991) appariaient ainsi des données d'enquête, le Current Population Survey (CPS) avec une source administrative réputée exacte (Social Security Administration), en 1976 et 1977. Ils montrent que l'erreur de mesure dans le CPS est unimodale, symétrique, et quasiment nulle en moyenne. Elle est négativement corrélée au niveau de revenu, et positivement auto-corrélée. L'erreur est en outre corrélée aux variables explicatives traditionnellement utilisées dans les équations de salaire. Les biais introduits dans les régressions apparaissent cependant faibles. Duncan et Hill (1985), Duncan et Mathiowetz (1985) et Bound, Brown, Duncan et Rogers (1994) obtiennent des résultats similaires à partir de l'appariement des données du PSID avec un fichier de salaires d'une grande entreprise. Sur données françaises, Hagneré et Lefranc obtiennent également des résultats similaires à partir de l'appariement entre l'enquête Emploi avec les enquêtes Revenus fiscaux de 1996 et 1997. De même sur données britanniques, Smith (1999) utilise une validation des données du BHPS entre 1991 et 1996 fondée sur l'examen de la feuille de paie de certains répondants. Il montre que le pourcentage de variations de salaire nulles passe de 9% à 1% lorsqu'on tient compte des erreurs de mesure.

Modélisation des erreurs de mesure dans la littérature appliquée

Lorsque les articles qui ne traitent pas principalement des erreurs de mesure tentent de les prendre en compte, la modélisation retenue est souvent fruste. Altonji et Devereux (2000) proposent deux spécifications de l'erreur de mesure sur les salaires en niveau. Dans la première ils suivent une loi normale indépendante des autres variables du modèle, en particulier du niveau du salaire. Dans la seconde ils supposent que l'erreur suit une telle loi avec une probabilité p , et qu'elle est nulle avec une probabilité $1-p$. Ils montrent alors que l'erreur permet de rendre compte de la totalité des baisses de salaire observées : l'erreur réduirait les rigidités observées.

II - Mesurer le salaire, les heures travaillées et les caractéristiques individuelles

II.1 Les salaires et les heures : sources administratives et déclaratives

Nous disposons de trois sources d'information sur le salaire perçu par les individus et les heures de travail effectuées :

- **L'enquête Emploi**, de nature déclarative : les enquêtés, suivis sur une période de trois années consécutives au plus, déclarent le montant de leur salaire net du mois de mars. Cette mesure comprend le salaire de base augmenté des primes perçues au titre de l'activité de l'individu durant le mois. Nous disposons en outre du montant des primes annuelles et de deux mesures en heures du temps de travail : la durée hebdomadaire habituelle, lorsqu'elle existe, et la durée hebdomadaire travaillée au cours de la semaine précédent l'enquête. Nous utilisons les années 1994 à 2000.
- **Les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)**, de nature administrative : les établissements employeurs fournissent aux administrations fiscale et de sécurité sociale des informations sur leurs salariés. Cette source contient une mesure de la rémunération nette du salarié au cours de la période d'emploi effectuée dans l'établissement déclarant au cours d'une année, qui inclut l'ensemble des primes. Les DADS contiennent aussi une durée de rémunération au cours de l'année, à laquelle peut être rapportée la rémunération annuelle pour calculer un salaire net horaire, toutes primes comprises. Nous n'exploitons pas les fichiers exhaustifs des DADS (qui couvrent l'ensemble de la population active française), mais un échantillon au 1/25^{ème}, dit panel DADS, constitué en sélectionnant l'ensemble des individus nés en octobre d'une année paire. Nous utilisons les années 1994 à 2000.
- **Les enquêtes Revenus fiscaux (RF)**, de nature administrative : elles sont issues des déclarations relatives à l'impôt sur le revenu recueillies par la Direction générale des impôts. Ces déclarations ont un caractère général et obligatoire. Toutefois, elles ne sont disponibles que pour une fraction des ménages pour lesquels au moins un individu est présent dans l'enquête Emploi en mars de l'année suivante. Pour ces individus les données de l'enquête RF sont alors appariées avec celles de l'enquête Emploi. La seule information de l'enquête RF pertinente pour notre étude est la rémunération salariale nette y compris primes perçue par l'individu au cours de l'année civile. Pour les autres variables, en particulier les heures travaillées, il est possible d'utiliser les données de l'enquête Emploi. Les données sont disponibles uniquement pour les années 1996 à 1999.

Ces trois sources sont ainsi de natures très diverses. Elles sont en premier lieu recueillies sur des périodes différentes : le mois de mars de chaque année pour l'enquête Emploi, l'année civile pour les DADS et l'enquête RF. Cette différence de période pose des problèmes de comparaison, qui peuvent être négligés lorsqu'on compare des distributions de taux de croissance des salaires mais sont importants pour les salaires en niveau.

En deuxième lieu, les concepts de salaires diffèrent entre l'enquête Emploi d'une part, et les deux sources fiscales d'autre part. Pour l'enquête Emploi, le salaire net déclaré est le salaire brut dont on déduit les cotisations salarié, ainsi que la contribution sociale généralisée (CSG) et la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS). Il s'agit donc en principe du chiffre indiqué au bas de la feuille de paie du salarié. Par la suite nous appellerons ce salaire « net-net ». Pour les sources fiscales en revanche, le concept est celui de salaire net imposable, i.e. net des cotisations salarié et de la partie déductible de la CSG uniquement. Afin de permettre la comparaison de ces deux types de sources, nous reconstituons le salaire net-net dans les sources fiscales. C'est la variable utilisée pour toutes les sources dans la

suite de l'article. Par ailleurs nous utilisons toujours les valeurs déclarées, et non les valeurs redressées.

En troisième lieu, ces sources s'opposent par la méthodologie de recueil de l'information. Le premier objectif de ce document est d'évaluer l'impact de cette différence sur la description qui peut être faite des évolutions individuelles de salaires. Stricto sensu, les trois sources sont de nature déclarative. Cependant, les déclarations fiscales, qu'elles soient renseignées par le salarié lui-même (RF) ou par son employeur (DADS), présentent des caractéristiques spécifiques qui garantissent un niveau de qualité des données sans commune mesure avec celui accessible à partir d'une déclaration non obligatoire et non susceptible de vérification et de sanction, comme celle issue de l'enquête Emploi. Par exemple, un répondant à l'enquête Emploi peut refuser de divulguer son salaire, ou ne donner qu'une valeur par tranches. Cette différence essentielle justifie la distinction entre sources dites administratives et déclaratives. Comme il est souvent souligné dans la littérature, les sources déclaratives telles que l'enquête Emploi risquent d'être entachées d'erreurs de mesure liées au comportement de déclaration des enquêtés, qui tendent à fournir des valeurs arrondies (dans le cas du salaire) ou normées (dans le cas des durées travaillées).

Par la suite, nous considérons de ce fait que les données administratives fournissent les vraies valeurs du salaire. Cette hypothèse permet d'interpréter - moyennant la différence de périodes de référence - l'écart au niveau individuel entre salaire déclaré dans l'enquête Emploi et salaire issu des RF, comme l'erreur de mesure découlant du comportement de déclaration des salariés dans l'enquête Emploi. Notons que la même démarche est impossible pour la comparaison entre DADS et enquête Emploi, faute de pouvoir apparier les deux sources. L'intérêt des DADS reste de permettre une analyse à partir d'un échantillon de taille très supérieure à celle de l'enquête Emploi, et a fortiori à celle du fichier apparié enquête Emploi - RF, ainsi que de fournir une mesure des heures alternative à celle de l'enquête Emploi.

II.2 Les caractéristiques du salarié, de l'emploi et de l'employeur

L'enquête Emploi et les DADS permettent de déterminer le sexe, l'âge, la catégorie socio-professionnelle (profession agrégée au niveau deux chiffres), le secteur d'activité, le type d'emploi (temps complet ou temps partiel) et l'ancienneté dans l'entreprise du salarié. Elles permettent également d'identifier l'établissement employeur, ainsi que le code géographique de la commune d'implantation.

L'enquête Emploi fournit en outre une information beaucoup plus détaillée sur l'individu et sur le poste qu'il occupe : on connaît par exemple sa profession au niveau 4 chiffres, son type de contrat (à durée déterminée ou indéterminée, intérim, etc.), sa fonction dans l'entreprise (production, études, commerce etc.), son type d'horaires (horaires réguliers, alternés ou variables), son diplôme, ainsi que diverses caractéristiques de son emploi (travail de nuit, travail le samedi ou le dimanche).

La présence dans les DADS et dans l'enquête Emploi (et par conséquent dans RF) d'un identifiant d'établissement permet l'appariement avec des données d'établissement ou d'entreprise. Cet identifiant d'établissement est a priori mieux codé dans les DADS, où c'est l'établissement employeur lui-même qui fournit l'information, que dans l'enquête Emploi où le SIRET est codé à partir des déclarations du salarié enquêté (adresse, raison sociale). Les variables d'entreprise utilisées sont de deux types : les variables comptables décrivant la situation de l'entreprise et celles qui décrivent la localisation géographique de l'établissement employeur.

Le premier groupe de variables provient des fichiers de données individuelles d'entreprises soumises au régime fiscal du Bénéfice Réel Normal (BRN). Sont soumises à ce régime fiscal l'ensemble des entreprises réalisant des bénéfices

industriels et commerciaux, quelle que soit leur taille, déclarant un chiffre d'affaires supérieur à 3 millions de francs, et à 1,5 millions de francs pour les entreprises prestataires de services. Nous utilisons les fichiers allant de 1992 à 2000. Les variables comptables contenues dans chaque fichier décrivent la situation de l'entreprise au 31 décembre de l'année correspondante. Les fichiers BRN contiennent une information très riche : ventes, effectifs salariés, valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, variables financières etc. Pour l'analyse descriptive que nous menons ici, nous n'avons utilisé que trois variables : l'activité principale de l'entreprise, le chiffre d'affaires et l'effectif salarié. Nous utilisons l'effectif salarié pour construire des classes de taille d'entreprise. Nous utilisons ensuite les taux de croissance présents et passés du chiffre d'affaires pour décrire l'évolution de la situation financière de l'entreprise. De ce point de vue, la variation des ventes nous a paru moins endogène concernant la question de l'ajustement de la masse salariale que d'autres variables disponibles telles que le profit (excédent brut d'exploitation) ou la productivité apparente du travail.

L'issue des négociations salariales dépend du pouvoir de négociation des salariés. Nous utilisons comme indicateur de ce pouvoir le taux de chômage local, i.e. le taux de chômage au sein du micro-marché du travail dont font partie les salariés de l'établissement. Le recensement de la population de 1999 nous fournit au niveau de la commune le nombre d'actifs et le nombre total de chômeurs. Ces données sont appariées avec les DADS et l'enquête Emploi, qui contiennent le code de la commune d'implantation de l'établissement employeur. Ces quantités peuvent être agrégées à un niveau géographique plus représentatif des bassins d'emploi, celui de la zone d'emploi (il en existe environ 350 en France métropolitaine). Le taux de chômage calculé au sein de cette zone d'emploi constitue notre mesure du chômage local.

II.3 Champ d'étude et structure des échantillons

Notre analyse porte sur le champ des salariés à temps complet du secteur marchand, qui restent employés dans le même établissement entre deux dates consécutives.

Il existe toutefois une difficulté dans les DADS, où l'on ne peut isoler que les salariés effectuant au moins 80% d'un temps complet. Cette difficulté n'est pas rédhibitoire dès lors qu'on dispose d'un nombre d'heures rémunérées et d'un nombre de jours de rémunération au cours de l'année.

Le salaire de l'enquête Emploi étant mensuel (celui du mois de mars), la comparabilité entre enquête Emploi et RF n'est possible que si l'on restreint le champ aux salariés qui sont restés dans le même établissement continûment pendant une année complète, i.e. par exemple si l'on compare le salaire RF de l'année n au salaire déclaré dans l'enquête Emploi en mars $n+1$, ou en mars n , pour les salariés présents dans le même établissement entre janvier n et mars $n+1$. On élimine aussi les salariés exerçant une activité secondaire, dont les revenus sont inclus dans la déclaration fiscale mais pas dans la déclaration de l'enquête Emploi, relative à la seule profession principale. Par souci de cohérence, nous imposons à l'échantillon issu des DADS la même restriction que le salarié ait travaillé pendant la totalité des deux années au sein du même établissement. Les échantillons utilisés sont chaque année en moyenne de 16 200 personnes dans l'enquête Emploi, 6 500 dans RF et 209 000 dans les DADS.

La structure des données issues de l'enquête Emploi, des DADS et de RF selon différentes variables caractérisant les employeurs et les employés est assez proche (tableau 1).

Tableau 1 : Structure des échantillons après appariement avec les BRN

	Enquête Emploi	Revenus fiscaux	DADS
hommes	71	72	70
femmes	29	28	30
moins de 30 ans	17	14	17
30 à 40 ans	33	32	34
40 à 45 ans	17	17	17
45 ans et plus	34	37	33
industrie	46	47	45
construction	9	8	9
commerce	18	18	19
autres services	27	27	27
cadres	12	13	14
prof. int.	23	24	24
employés	18	17	18
ouvriers	47	46	44
moins de 20 salariés	18	18	17
20 à 200 salariés	34	34	34
200 à 1000 salariés	20	21	21
plus de 1000 salariés	28	27	27
nombre d'observations	97511	19523	1254720
années	1995-2000	1997-1999	1995-2000

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

II.4 Comparaison des mesures de salaire en niveau

Dans cette partie nous comparons les distributions de la rémunération annuelle, de la durée hebdomadaire, et de leur résultante le salaire horaire, dans le panel DADS, l'enquête Emploi et RF. Les statistiques descriptives fournissent une analyse exploratoire des données, et surtout la comparaison des sources permet d'étudier la question des erreurs de mesure dans l'enquête Emploi.

II.4.1 Non-réponses, sous-déclaration et comportement d'arrondi dans l'enquête Emploi

La rémunération annuelle constitue la variable déclarée dans les DADS et RF. Pour l'enquête Emploi, on la reconstitue à partir du salaire déclaré par l'enquêté pour le mois de mars, et des primes annuelles. Les primes annuelles sont isolées dans l'enquête Emploi seulement. Dans la suite, nous retenons la mesure toutes primes comprises afin de permettre les comparaisons entre les sources.

Il est possible de reconstituer un salaire annuel dans l'enquête Emploi, comparable avec les DADS 1998 et RF 1998, à partir des enquêtes Emploi de mars 1998, de mars 1999 ou d'une moyenne de ces deux dates. Comme nous le verrons, le comportement de déclaration à l'enquête Emploi se caractérise par une sous-estimation de la valeur du salaire, ainsi que par la présence d'un nombre important d'arrondis. La moyenne des rémunérations dans l'enquête Emploi en mars 1998 et 1999 sous-estime la présence d'arrondis par rapport aux valeurs de mars 1998 et mars 1999³, c'est pourquoi nous ne retenons pas cette mesure. De manière générale, il est naturellement préférable de retenir la variable déclarée en tant que telle lorsqu'on s'intéresse au comportement de déclaration. Concernant la sous-estimation dans l'enquête Emploi, elle semble triviale lorsqu'on compare l'enquête Emploi 1998 aux DADS et à RF 1998, étant donné que les salaires croissent au cours du temps : la

³ Il suffit pour que ceci soit vrai que certaines personnes déclarent une valeur arrondie à une des deux dates seulement.

valeur de mars 1998 est en moyenne inférieure à la valeur de l'année 1998. En revanche, en montrant que la valeur de mars 1999 dans l'enquête Emploi est inférieure à celle de 1998 dans les DADS ou RF on peut légitimement parler de sous-estimation.

Le graphique 1 montre la distribution du salaire toutes primes comprises selon les trois sources. Nous représentons dans chaque cas une seule année, la forme de la distribution variant très peu au cours du temps. Les distributions des DADS et de RF sont très proches, ce qui constitue un argument supplémentaire en faveur de l'hypothèse selon laquelle les deux sources donnent la même mesure du salaire, i.e. sa valeur exacte.

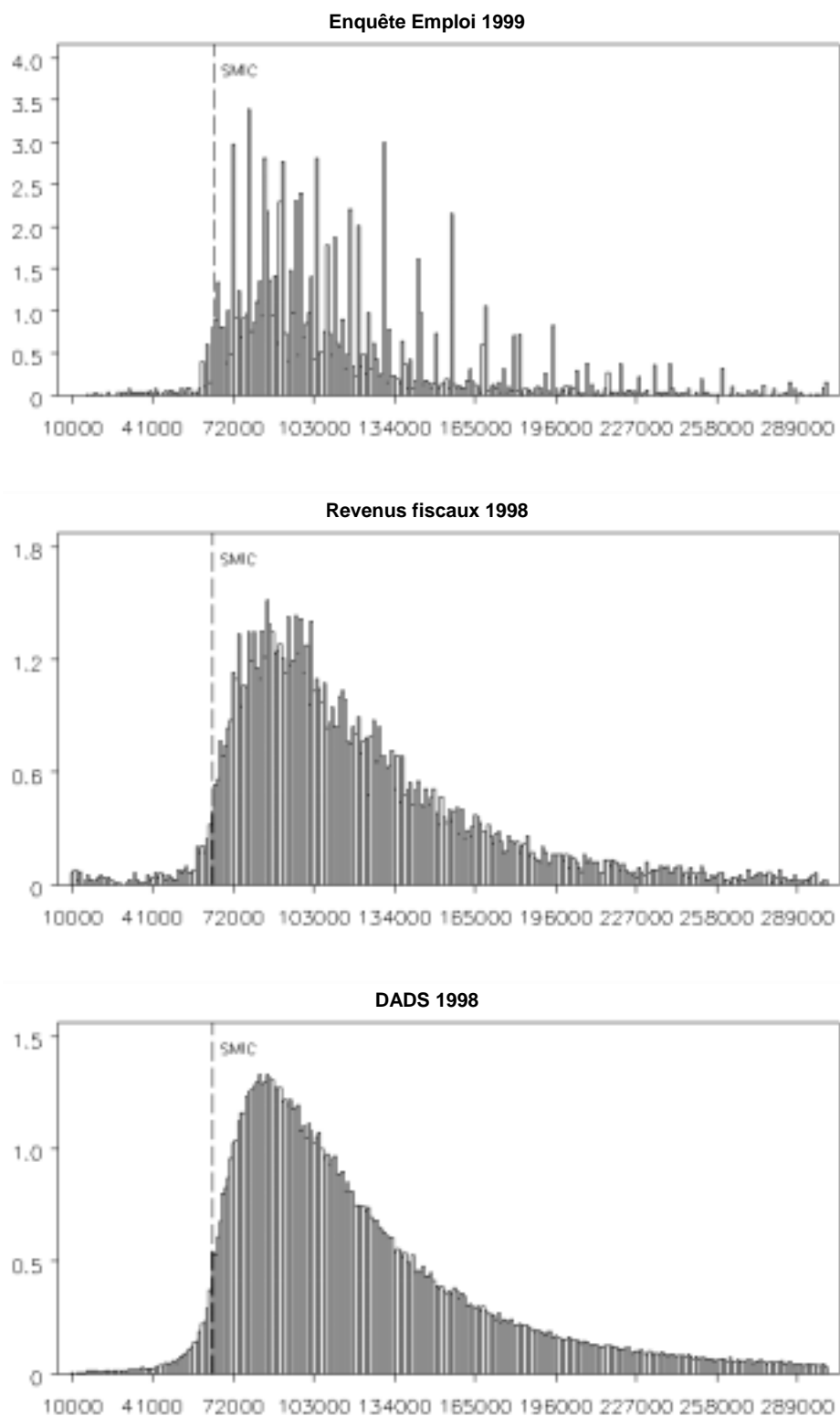
On a reporté sur le graphique 1 valeur du SMIC net-net en mars 1999 (annualisée) pour l'enquête Emploi, et sa valeur annuelle en 1998 pour les DADS et RF. On observe à proximité du salaire minimum un pic de fréquence - de faible ampleur - dans chacune des sources. On note également l'existence de revenus inférieurs au SMIC, bien qu'on ait sélectionné des salariés à temps complet (encadré 2).

Encadré 2 : Les rémunérations annuelles inférieures au SMIC

Dans l'enquête Emploi, et par conséquent dans RF, on sélectionne les individus travaillant à temps complet. On peut raisonnablement supposer que cette variable est mesurée sans erreur, dans la mesure où les variables qualitatives de ce type sont moins sujettes aux erreurs que les variables continues comme le salaire.

Dès lors deux éléments peuvent expliquer que des individus ont une rémunération annualisée inférieure au SMIC dans l'enquête Emploi et RF : un horaire collectif de travail inférieur à 39 heures, ou une rémunération horaire inférieure au SMIC. Dans l'enquête Emploi il peut également s'agir d'erreurs de mesure sur le salaire : nombre de salariés déclarent à cette enquête un salaire arrondi inférieur au SMIC, sans que cette valeur en soit très éloignée. D'autres ont un statut d'apprenti, de stagiaires ou de contrats aidés. Une autre partie correspond à la profession de concierge, gardien d'immeuble, dont une part de la rémunération consiste en avantages en nature. Ces trois catégories représentent les trois quarts des individus déclarant gagner moins que le SMIC à une date donnée. Il est possible que le reliquat soit constitué de travailleurs handicapés, pour lesquels existe un abattement sur le salaire compensé par un complément de rémunération versé aux travailleurs par l'Etat. Nous ne disposons pas de cette information.

Les DADS ne permettent de sélectionner que les individus effectuant 80% au moins d'un temps complet. Les individus dont le temps de travail est compris entre 80 et 100% d'un temps complet peuvent constituer une partie des salariés dont la rémunération annuelle est inférieure au SMIC dans les DADS. Moyennant les erreurs de mesure sur les heures rémunérées, la rémunération horaire de ces salariés devrait être au moins égale au SMIC horaire ; nous verrons toutefois qu'une proportion importante de salariés ont une rémunération horaire inférieure au SMIC.

Graphiques 2 : Distributions du salaire annuel

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Les réponses à l'enquête Emploi sont très concentrées sur des chiffres ronds : 15% des rémunérations sont déclarées à 5000 Francs près (i.e. sont exactement des multiples de 5000 F), 27% à 1000 Francs près et 36% à 500 Francs près et 50% à 100 Francs près. Aucune concentration de ce type n'est observée avec le panel DADS et RF (les catégories précédentes d'arrondis représentent moins de 1% des réponses).

Par ailleurs il semble que le salaire déclaré ne soit pas arrondi au sens strict, mais tronqué au chiffre rond inférieur. Ceci constitue un aspect de la sous-estimation que l'on constate dans l'enquête Emploi, et qui augmente plus que proportionnellement avec le niveau de revenu (tableau 2).

Il existe une légère tendance à la sous-estimation dans RF par rapport aux DADS, bien moins élevée que celle qu'on observe dans l'enquête Emploi. Outre un motif de fraude fiscale, cette sous-estimation peut résulter d'une différence dans la structure des échantillons, non perceptible dans les données agrégées du tableau 1 mais dont l'étude nécessiterait une analyse plus fine. Notons que ce point ne pose pas de problème pour l'étude des données appariées EE-RF puisque dans ce cas les deux échantillons sont rigoureusement identiques.

Tableau 2 Distribution des salaires annuels (en Francs)

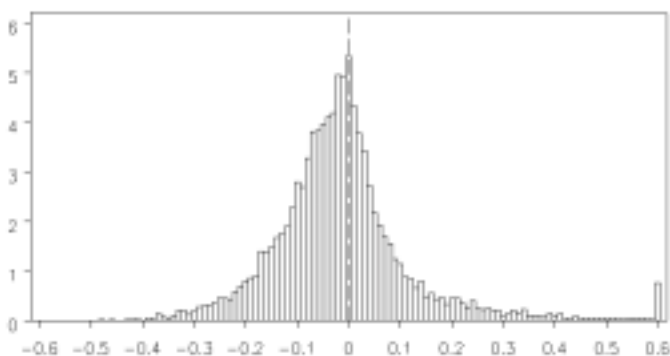
	1 ^{er} quartile	médiane	3 ^{ème} quartile
Enquête Emploi 1999	84000	102000	130000
Enquête Emploi 1998	80600	98670	130000
Revenus fiscaux 1998	85756	106910	141669
DADS 1998	85645	108356	147210

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

L'appariement entre l'enquête Emploi et RF permet d'aller plus loin dans l'étude de l'erreur, malgré les difficultés liées à la différence de période (encadré 3). Le graphique 3 montre la distribution obtenue pour les erreurs de mesure en supposant que RF donne la vraie valeur du salaire annuel et le tableau 3 la moyenne de l'erreur ainsi que sa part dans la variance du salaire déclaré à l'enquête Emploi.

Graphiques 3 : Erreur relative de mesure du salaire dans l'enquête Emploi

Enquête Emploi 1999 - Revenus fiscaux 1998



Enquête Emploi 1998 - Revenus fiscaux 1998

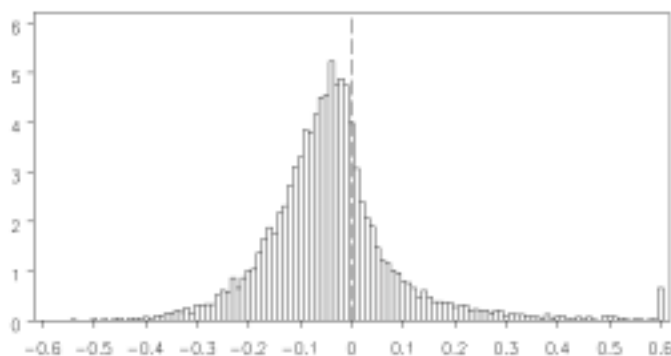


Tableau 3 : Moyenne et part dans la variance de l'erreur de mesure sur le salaire dans l'enquête Emploi

Revenus fiscaux	Enquête Emploi	Moyenne (EE-RF)/RF	Moyenne (EE-RF)	V(RF)/V(EE)	V(EE-RF)/V(EE)	Corr(EE-RF,RF)
1996	1997	-0,1%	-2113	1,11	0,12	-0,31
	1996	-2,7%	-4862	1,12	0,13	-0,33
1997	1998	-0,5%	-2350	1,07	0,12	-0,26
	1997	-3,8%	-6483	1,21	0,16	-0,42
1998	1999	-1,4%	-4006	1,23	0,17	-0,43
	1998	-4,0%	-6959	1,27	0,18	-0,47
1999	2000	-1,0%	-3568	1,22	0,18	-0,43
	1999	-4,3%	-7856	1,39	0,23	-0,55

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

L'erreur de mesure dans l'enquête Emploi est négative en moyenne, y compris lorsqu'on compare RF de l'année n à l'enquête Emploi de mars $n+1$. Ces résultats sont conformes à Hagneré et Lefranc (2002), qui comparent les enquêtes Emploi de 1996 à 1998 aux RF 1997 et 1998, et proches de ceux obtenus sur données américaines (encadré 1).

La distribution de l'erreur est nettement asymétrique, avec une densité plus élevée à gauche (la moyenne de l'erreur est inférieure à son mode). D'après une décomposition simple de la variance du salaire dans l'enquête Emploi (encadré 3), la variance de l'erreur représente 15% environ de la variance du salaire déclaré. La corrélation entre l'erreur et la valeur déclarée est négative et élevée (tableau 3) ; dès lors, la variance du salaire déclaré est inférieure à celle du vrai salaire. On retrouve ici le fait que la sous-estimation relative croît avec le niveau du revenu.

Les outils économétriques permettent d'étudier les déterminants du comportement de réponse à l'enquête Emploi toutes choses égales par ailleurs. Nous analysons l'influence des caractéristiques individuelles ainsi que de la taille de l'entreprise sur la probabilité de ne pas répondre, sur celle de sous-estimer le salaire et enfin sur l'ampleur de l'erreur. Le tableau 4 montre les résultats obtenus en utilisant les données RF de l'année n appariées avec l'enquête Emploi de mars $n+1$. Du fait du décalage temporel entre les deux mesures c'est par abus de langage qu'on parle d'erreur de mesure (encadré 3). Toutefois, si l'on suppose que l'écart lié au décalage temporel dépend peu des caractéristiques individuelles ou de l'entreprise, l'analyse de leurs effets n'est pas biaisée.

En premier lieu, les enquêtés peuvent choisir de ne pas répondre à la question relative à leur salaire, ou de fournir une valeur par tranches plutôt que la vraie valeur (on assimile ceci à une non-réponse). L'absence de liaison significative entre les non-réponses et les caractéristiques individuelles ou de l'entreprise conditionne la représentativité de l'enquête Emploi pour l'étude des salaires. Une régression logistique permet de mesurer cette liaison en analysant la probabilité de non-réponse en fonction de ces caractéristiques.

Encadré 3 : Appariement enquête Emploi / RF et période de mesure

Pour l'étude des données appariées le champ est restreint aux salariés dont on connaît les revenus salariaux lors de l'année n déclarés dans RF, et les valeurs du salaire mensuel déclarées dans l'enquête Emploi en mars de l'année n et en mars $n+1$. On impose que ces salariés soient restés dans le même établissement entre janvier n et mars $n+1$, travaillent à temps complet aux deux dates et déclarent ne pas avoir d'activité secondaire.

Il est dans ce cadre possible de comparer la valeur issue de la déclaration fiscale aux deux valeurs de l'enquête Emploi. L'hypothèse la plus raisonnable est que les revenus fiscaux fournissent la vraie valeur perçue au cours de l'année. On interprète donc l'écart entre l'une des valeurs déclarées en mars n ou $n+1$ et le revenu fiscal de n , comme une approximation de l'erreur de mesure liée à la déclaration dans l'enquête Emploi :

$$W_{n+1} = W_n^* + \varepsilon_{n+1} + \nu_{n+1}$$

$$W_n = W_n^* + \varepsilon_n + \nu_n$$

où W_n est la mesure du salaire annuel au cours d'une année obtenue à partir du salaire déclaré en mars n à l'enquête Emploi,

W_n^* est le salaire perçu au cours de n d'après la déclaration fiscale,

ε_n est l'erreur commise par le salarié qui déclare son salaire en mars n ,

ν_n contient toutes les autres sources de différences, parmi lesquelles le fait que le salaire est mesuré dans l'enquête Emploi de façon ponctuelle.

Les salaires étant en moyenne croissants au cours du temps, ν_{n+1} est a priori positif, et ν_n est négatif. Par conséquent, si l'on suppose que les caractéristiques de l'erreur de mesure dans l'enquête Emploi sont constantes dans le temps, i.e. ε_n suit la même loi que $\varepsilon_{n+t} \forall t$, alors cette erreur de mesure est comprise entre $W_{n+1} - W_n^*$ et $W_n - W_n^*$. C'est pourquoi on montre systématiquement ces deux distributions. Le raisonnement par comparaison entre ces deux distributions permet de faire abstraction du second terme d'erreur. Dans la suite, nous l'omettons. Une solution alternative consiste à prendre la moyenne des deux erreurs. Cette solution présente l'inconvénient de faire disparaître un certain nombre de déclarations arrondies, lorsque le type d'arrondi diffère aux deux dates.

On peut alors procéder à une simple décomposition de la variance de la mesure du salaire de l'enquête Emploi :

$$V(W_n) = V(W_n^*) + V(\varepsilon_n) + 2\text{cov}(W_n^*, \varepsilon_n)$$

Dans le tableau 3, on a reporté les dans la variance totale de W_n de la variance de W_n^* et de celle de ε_n ainsi que le coefficient de corrélation entre ces deux dernières variables.

Plusieurs variables s'avèrent significatives. Ainsi, la probabilité de ne pas déclarer son salaire augmente avec le niveau du salaire mesuré par RF, ce qui peut rendre compte d'une partie de la sous-estimation des salaires observée dans l'enquête Emploi. Toutes choses égales par ailleurs, cette probabilité est plus élevée pour les cadres, les professions intermédiaires et les employés que pour les ouvriers, qui se trouvent dès lors sur-représentés parmi les répondants à l'enquête Emploi. La probabilité évolue de manière non linéaire avec l'âge : elle est la plus élevée pour les 30-40 ans et la moins élevée pour les plus de 45 ans. Elle augmente lorsque c'est un tiers, et non pas le salarié lui-même, qui répond à l'enquête : on peut en effet s'attendre à ce que le salarié soit le mieux informé et le plus apte à répondre, parmi les membres de son ménage, sur ses revenus salariaux. Enfin, la probabilité de non-réponse est la moins élevée pour les titulaires d'un emploi stable (CDI). Le sexe du répondant, son ancienneté dans l'entreprise et la taille de cette dernière n'apparaissent pas significatifs.

Au total, le comportement de non-réponse à l'enquête Emploi n'apparaît pas indépendant des caractéristiques de l'individu et de l'entreprise dans laquelle il travaille, ce qui constitue une première source possible de biais dans cette enquête. Les autres sources de biais proviennent des erreurs de déclaration. Nous avons mis en évidence une forte tendance à la sous-estimation. Celle-ci est analysée séparément, sous la forme d'une régression logistique modélisant la probabilité de sous-estimer le salaire. Une troisième régression permet d'étudier l'ampleur de l'erreur et non plus son signe : la variable expliquée est alors la valeur absolue de l'erreur.

La probabilité de sous-déclarer son salaire augmente avec le niveau du salaire déclaré à RF, de même que l'erreur relative en valeur absolue. Ainsi, les personnes aux revenus salariaux élevés sont plus réticents à déclarer leur salaire, et lorsqu'ils le déclarent ils présentent une nette tendance à la sous-estimation.

La probabilité de sous-déclaration et l'ampleur de l'erreur relative sont plus élevées pour les ouvriers, et décroissent lorsqu'on considère les employés, les professions intermédiaires et enfin les cadres. On voit ici l'intérêt d'une analyse toutes choses égales par ailleurs : des statistiques descriptives font apparaître que la sous-déclaration est plus importante pour les cadres, mais ceci est uniquement dû à la liaison positive entre niveau de revenu et probabilité d'appartenir à la catégorie des cadres.

Les femmes sous-déclarent plus souvent leur revenu que les hommes, mais la valeur absolue de leur erreur relative est plus faible. On observe le même phénomène pour les titulaires d'un CDI, ou lorsque l'ancienneté dans l'entreprise augmente. C'est l'inverse pour les plus de 45 ans et pour les personnes dont les horaires de travail sont irréguliers : s'ils sous-déclarent moins, leurs erreurs sont plus importantes en valeur absolue.

La probabilité de sous-déclaration et l'ampleur de l'erreur relative augmentent avec la taille de l'entreprise. En revanche les salariés qui déclarent une prime annuelle à l'enquête Emploi commettent moins d'erreurs. On peut penser que ce résultat provient d'erreurs de déclaration sur la prime : certains salariés bénéficiant d'une prime annuelle ne le mentionneraient pas à l'enquête, ce qui se traduirait par une probabilité de sous-déclaration beaucoup plus élevée pour les personnes ne déclarant pas de primes annuelles (le salaire RF étant défini toutes primes comprises). On peut également penser que la qualité de réponse aux deux questions est corrélée, les personnes faisant l'effort de déclarer une prime annuelle répondant en général de manière plus précise sur leur salaire.

Tableau 4 : Erreur de mesure dans l'enquête Emploi et caractéristiques individuelles

	Probabilité de non-réponse sur le salaire	Probabilité de sous-déclaration du salaire	Erreur relative en valeur absolue
logarithme du salaire	0,640** (0,052)	1,871** (0,048)	0,032** (0,002)
cadre (ref. ouvrier)	0,189** (0,061)	-1,599** (0,050)	-0,015** (0,002)
prof. int. (ref. ouvrier)	0,197** (0,042)	-0,638** (0,031)	-0,008** (0,001)
employés (ref. ouvrier)	0,199** (0,049)	-0,141* (0,034)	-0,001 (0,002)
femme	0,019 (0,039)	0,275** (0,028)	-0,008** (0,001)
moins de 30 ans (ref. plus de 45 ans)	-0,176** (0,058)	0,081* (0,040)	-0,008** (0,002)
de 30 à 40 ans (ref. plus de 45 ans)	-0,291** (0,042)	0,023 (0,030)	-0,007** (0,001)
de 40 à 45 ans (ref. plus de 45 ans)	-0,162** (0,044)	0,032 (0,032)	-0,004** (0,001)
horaires irréguliers	-0,041 (0,032)	-0,089** (0,023)	0,005** (0,001)
réponse par un tiers	0,332** (0,031)	0,173** (0,023)	0,011** (0,001)
ancienneté dans l'entreprise	0,001 (0,002)	0,015** (0,001)	-0,0005** (0,0001)
effectif salarié < 20 (ref. 1000 ≤ effectif salarié)	0,062 (0,047)	-0,293** (0,034)	-0,007** (0,002)
10 ≤ effectif salarié < 200 (ref. 1000 ≤ effectif salarié)	0,052 (0,043)	-0,137** (0,031)	-0,002 (0,001)
200 ≤ effectif salarié < 1000 (ref. 1000 ≤ effectif salarié)	-0,050 (0,048)	-0,077* (0,034)	-0,001 (0,002)
autre type de contrat que CDI	0,334** (0,129)	-0,031 (0,092)	0,038** (0,004)
déclaration d'une prime annuelle à l'enquête Emploi		-0,491** (0,025)	-0,013** (0,001)
déclaration d'un salaire annuel multiple de 5000F à l'enquête Emploi		-0,207** (0,028)	0,023** (0,002)
déclaration d'un salaire annuel multiple de 1000F à l'enquête Emploi		-0,038* (0,019)	0,014** (0,002)
déclaration d'un salaire annuel multiple de 500F à l'enquête Emploi		0,160** (0,031)	0,005** (0,002)
déclaration d'un salaire annuel multiple de 100F à l'enquête Emploi		0,186** (0,020)	-0,002 (0,002)

Sources : enquête Emploi et Revenus fiscaux, 1996 à 1999. Les données RF de l'année n sont appariées avec l'enquête Emploi de mars $n+1$.

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - salaires supérieurs au Smic.

De manière attendue, la qualité des réponses se dégrade lorsque c'est un tiers qui répond, et plus le niveau d'arrondi de la réponse à l'enquête Emploi est élevé, plus l'ampleur de l'erreur est importante⁴. Les résultats relatifs à la liaison entre niveau d'arrondi et sous-déclaration sont plus difficiles à interpréter : une déclaration sous forme d'un multiple de 5000 ou de 1000 s'accompagne d'une moindre probabilité de sous-estimer son salaire, alors que la probabilité est plus élevée pour les personnes déclarant un multiple de 500 ou de 100 (la référence étant une réponse non multiple de 100).

Les modèles étudiant les rigidités nominales reposent généralement sur des hypothèses fortes relatives aux erreurs de mesure. Ainsi, Altonji et Devereux (2000) proposent deux spécifications de l'erreur de mesure sur les salaires en niveau. Dans la première ils suivent une loi normale indépendante des autres variables du modèle, en particulier du niveau de revenu. Dans la seconde ils supposent que l'erreur suit une telle loi avec une probabilité p , et qu'elle est nulle avec une probabilité $1-p$. Dans ce cas il existe une probabilité non nulle que l'enquêté déclare la vraie valeur de son salaire.

La comparaison des trois sources permet de faire un diagnostic sur les erreurs. Leur distribution apparaît complexe et très différente des hypothèses simplificatrices traditionnellement retenues dans la littérature. Ainsi, la distribution de l'erreur dépend du vrai niveau du salaire et de sa distance à un chiffre rond, des caractéristiques individuelles du salarié, de la taille de l'entreprise dans laquelle il travaille et des conditions d'enquête. Ces éléments sont susceptibles d'introduire des biais dans les équations de salaire ; ce point est étudié dans la troisième partie.

II.4.2 La difficile mesure des heures travaillées

Il s'agit dans les DADS d'une durée annuelle salariée et dans l'enquête Emploi de la durée hebdomadaire habituelle déclarée par les salariés.

La mesure contenue dans les DADS est en principe renseignée pour chaque salarié présent dans les DADS, depuis 1994. Le nombre d'heures salariées représente l'ensemble des heures pendant lesquelles le salarié est demeuré lié à l'établissement du fait du contrat de travail, et notamment les périodes de congés annuels, de maladie et d'accident du travail. On peut en particulier espérer que les heures supplémentaires rémunérées soient incluses dans le nombre d'heures salariées. Bien sûr, rien n'oblige un établissement à connaître le nombre d'heures des salariés payés au forfait et non au nombre d'heures. Au total, cette mesure est proche du concept d'heures rémunérées.

Pour l'enquête Emploi, deux mesures de nombre d'heures hebdomadaires de travail sont disponibles, une mesure « habituelle », non relative à une période de référence explicite, et une mesure « effective » relative à la semaine précédent l'enquête. Les salariés qui considèrent ne pas avoir de durée habituelle de travail en raison d'un rythme de travail trop irrégulier sont autorisés à ne pas la renseigner. Quant à la mesure de durée effective, les enquêtés n'ayant pas travaillé la semaine précédente (par exemple pour cause de congés) ont une durée nulle. En principe, la mesure habituelle est plus représentative, lorsqu'elle est disponible, de l'horaire moyen annuel, même si elle donne lieu en pratique à des réponses très normées sur les valeurs de durée légale (c'est aussi le cas de l'horaire effectif). Afin de ne pas introduire de biais de sélection, on construit une mesure qui utilise à la fois la durée

⁴ Rappelons que les réponses à l'enquête Emploi sont annualisées, i.e. le salaire déclaré au mois de mars est multiplié par 12 et on lui ajoute les primes annuelles. Ceci explique la présence d'un nombre important d'arrondis élevés, prenant la forme de multiples de 5000 ou de 1000. Par exemple une personne déclarant un salaire mensuel multiple de 500 aura un salaire annuel multiple de 1000.

habituelle hebdomadaire lorsqu'elle existe, et la durée lors de la semaine précédent l'enquête en l'absence d'une durée habituelle, lorsqu'elle est non nulle.

On observe dans les deux cas en 1998 des pics sur la durée légale de 39 heures. Toutefois, ces valeurs légales concentrent une part supérieure des réponses dans l'enquête Emploi. Par ailleurs, les valeurs mesurées dans cette dernière apparaissent décalées vers le haut (tableau 5).

Tableau 5 : Durées hebdomadaires du travail

		1 ^{er} quartile	médiane	3 ^{ème} quartile
Enquête Emploi	cadres	39	45	50
	non-cadres	39	39	39
DADS	cadres	38	39	39
	non-cadres	37	39	39

Sources : enquête Emploi 1999 et DADS 1998.

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Cette différence s'explique si l'on considère qu'un certain nombre de salariés effectuent des heures au-delà de la durée légale non rémunérées comme heures supplémentaires, par conséquent non prises en compte par les établissements employeurs. En effet, ce sont les cadres, et dans une moindre mesure les professions intermédiaires, qui contribuent principalement à l'écart agrégé des durées hebdomadaires mesurées dans les DADS et l'enquête Emploi (tableau 5).

Le salaire horaire RF est calculé en utilisant les heures déclarées à l'enquête Emploi au mois de mars de l'année $n+1$. Dans les 3 sources on observe une proportion non négligeable de salariés dont la rémunération horaire est inférieure au SMIC (graphique 5 en annexe), comme pour le salaire annuel.

Les salaires horaires issus de l'enquête Emploi sont en retrait par rapport à ceux calculés à partir des DADS, en particulier pour les fractiles supérieurs (tableau 6). Cet écart peut renvoyer aussi bien au fait que les rémunérations annuelles sont plus faibles dans l'enquête Emploi, en particulier pour les salaires élevés, et au fait que les durées travaillées y sont systématiquement plus élevées. La différence de mesure de la durée travaillée explique l'essentiel de l'écart entre RF et les DADS.

Le terme sous-estimation n'a de sens qu'en référence à une source alternative : il est en effet possible que la durée déclarée par les salariés dans l'enquête Emploi soit plus proche de la durée réellement effectuée que la durée de rémunération comptabilisée dans les DADS.

La sous-estimation dans l'enquête Emploi existe pour tous les groupes, et particulièrement pour les cadres, pour qui les écarts de salaire annuel et de durée du travail sont les plus élevés (tableau 6).

Tableau 6 : Distributions des salaires horaires (en Francs)

		1 ^{er} quartile	médiane	3 ^{ème} quartile
Enquête	cadres	71	88	110
Emploi 1999	non-cadres	39	47	58
Enquête	cadres	69	85	107
Emploi 1998	non-cadres	38	46	57
Revenus	cadres	72	90	115
fiscaux 1998	non-cadres	40	49	62
DADS 1998	cadres	89	113	151
	non-cadres	42	51	64

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Au total, en faisant l'hypothèse que les DADS et RF fournissent la vraie valeur du salaire annuel, il apparaît que l'enquête Emploi présente des erreurs de mesure importantes, caractérisées par des comportements de non-réponse, d'arrondi et de sous-déclaration. Dans la partie suivante nous montrons que ces erreurs sur le niveau du salaire apparaissent amplifiées lorsqu'on étudie les taux de croissance. Dès lors, le diagnostic sur les rigidités salariales est très différent selon qu'on utilise une source de nature déclarative ou administrative.

III - Il n'existerait pas de rigidités salariales dans leur définition la plus restrictive

D'après notre définition, les rigidités salariales sont la conséquence de mécanismes *atténuant* la transmission des chocs de productivité aux évolutions des salaires. Dans une version plus restrictive, les rigidités nominales à la baisse empêchent complètement les baisses de salaires, et se manifestent par la présence dans la distribution des taux de croissance des salaires, d'un pic en zéro et d'une densité réduite pour les valeurs négatives. En négligeant d'autres formes de rigidités telles que les coûts de catalogue, l'existence de rigidités conformes à cette définition restrictive peut être identifiée très simplement à partir de la distribution observée des évolutions de salaires : la fréquence des salaires contraints par l'existence de rigidités à la baisse de ce type est égale à la proportion des variations nulles. Pour établir un diagnostic à partir de la distribution effective, il est toutefois nécessaire de prendre en compte les éventuelles erreurs de mesure.

III.1 Seule l'enquête Emploi présente des rigidités nominales dans leur définition la plus simple

III.1.1 Les variations du salaire annuel

Le graphique 4 montre les distributions du taux de croissance du salaire annuel dans les DADS, l'enquête Emploi et RF. Si la différence de période de mesure peut constituer un problème pour la comparaison des données en niveau, l'écart qu'elle introduit peut être négligé lorsqu'on raisonne en taux de croissance.

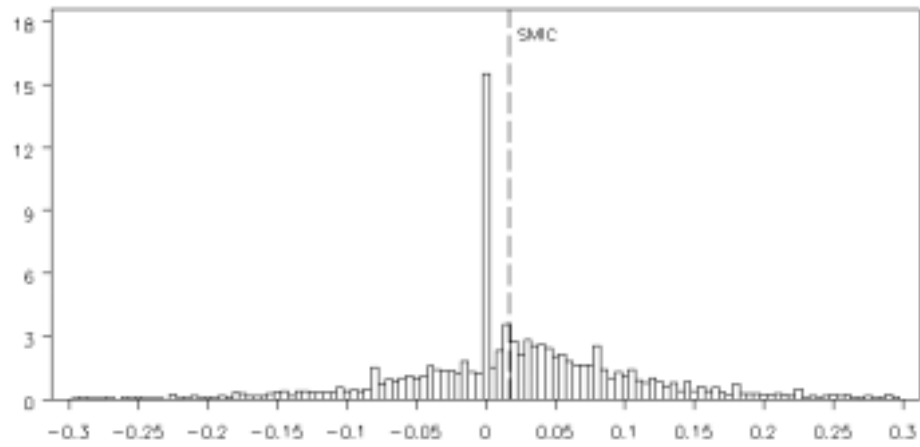
Le fait le plus frappant est la quasi-absence de pic en zéro dans les DADS et RF, qui contraste avec la forte proportion de variations nulles observées dans l'enquête Emploi.

Le pic en zéro dans l'enquête Emploi semble pouvoir s'interpréter en termes d'erreurs de mesure plutôt que de rigidités nominales des salaires. La présence de comportements d'arrondi dans les déclarations de salaire de l'enquête Emploi peut en être à l'origine. Considérons par exemple les individus arrondissant à chaque date la valeur déclarée de leur salaire en milliers de francs. Si la véritable variation du salaire est suffisamment faible, la valeur arrondie ne sera pas modifiée.

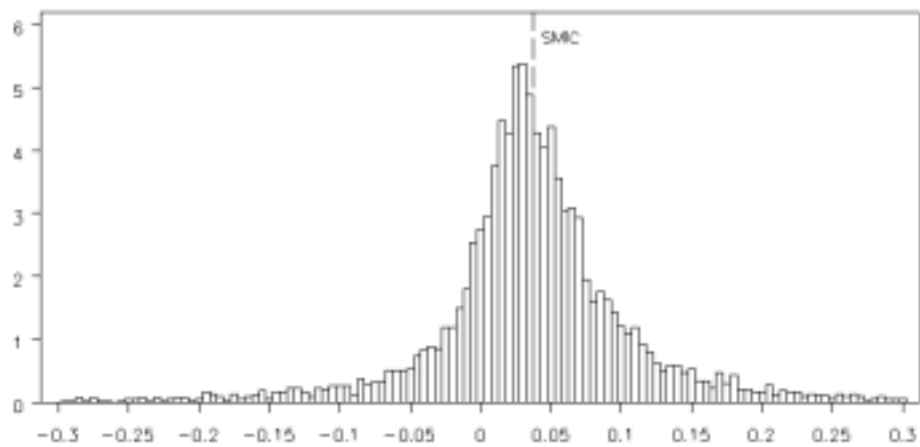
On a reporté sur les deux graphiques les taux de croissance du SMIC net-net (entre mars 1999 et mars 1998 pour l'enquête Emploi, entre les valeurs annuelles de 1998 et 1997 pour les DADS et RF). Cette valeur coïncide avec un pic de fréquence dans l'enquête Emploi, moins visible dans les DADS ou RF.

Graphiques 4 : Distributions de l'évolution du salaire annuel

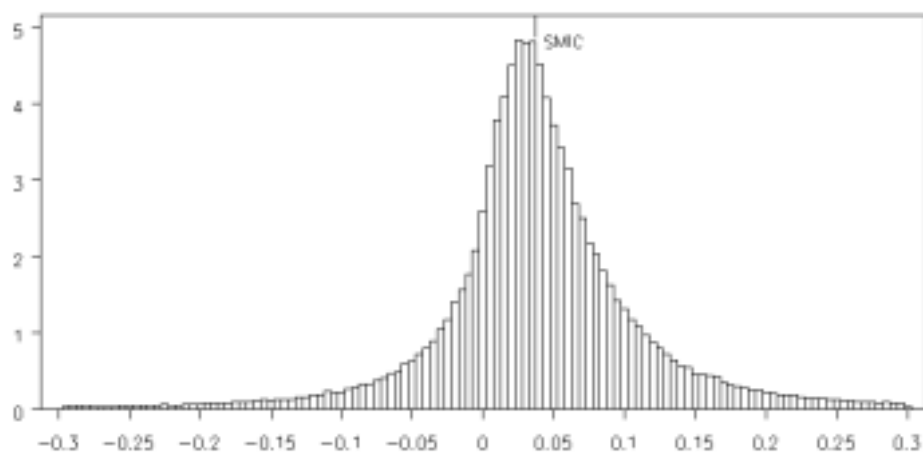
Enquête Emploi 1999



Revenus fiscaux 1998



DADS 1998



Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Le tableau 7 permet une comparaison plus précise. Les proportions d'individus connaissant une baisse de leur salaire mensuel, quelle que soit l'année, sont comparables entre l'enquête Emploi, RF et les DADS (entre 20% et 30% suivant l'année), même si la proportion de fortes baisses est plus importante dans l'enquête Emploi. Ces résultats ne sont pas cohérents avec la présence massive de rigidités à la baisse des salaires mensuels, si l'on retient la définition la plus simple des rigidités. Ce qui précède ne permet pas de conclure à l'absence de rigidités nominales, mais incite à ne pas interpréter la présence d'un pic en zéro dans des données issues d'une enquête ménages comme le signe de rigidités. Le choix d'une source de données la moins contaminée possible par ce type de biais est ainsi un préliminaire indispensable à l'étude des rigidités salariales.

Notons que les sources dont nous disposons ne nous permettent pas de savoir dans quelle mesure la forte proportion de baisses de salaire qu'on observe correspond à des baisses de salaire de base ou des primes. En effet, comme indiqué *supra*, la seule variable de salaire dans les DADS et RF est la rémunération toutes primes comprises, et l'enquête Emploi distingue uniquement les primes annuelles. Il est probable que ce sont en grande partie les primes qui réalisent l'ajustement des salaires à la baisse, étant donné que le salaire de base figure dans le contrat de travail et ne peut être révisé à la baisse sans le consentement du salarié (cf. description du processus institutionnel de formation des salaires en annexe). Outre ces questions de droit du travail, le fait que l'ajustement porte sur le salaire de base ou les primes n'est pas indifférent. Si le salaire de base est effectivement rigide à la baisse, on peut penser qu'après une longue période de difficultés économiques les entreprises qui auront utilisé la baisse des primes pour réduire leur masse salariale verront leurs marges de manœuvre se réduire au fur et à mesure de la diminution de la part des primes dans la rémunération. Toutefois, ce phénomène a pu être compensé au cours des années 90 par la hausse tendancielle de la part des primes dans la rémunération, liée à la volonté des entreprises de mieux maîtriser leur masse salariale en la rendant plus flexible. Si l'on néglige la question de la réduction des possibilités d'ajustement lorsqu'un choc négatif frappe une entreprise plusieurs années de suite, on peut estimer que, du point de vue de l'entreprise comme du salarié, baisse des primes et baisse du salaire de base sont à peu près équivalentes, les deux se traduisant par une baisse de la rémunération du salarié et de la masse salariale de l'entreprise.

Tableau 7 : Proportions de variations du salaire annuel nulles, négatives et fortement négatives

annee	Enquête Emploi			Revenus fiscaux			DADS		
	$\Delta \ln W = 0$	$\Delta \ln W < 0$	$\Delta \ln W < -5\%$	$\Delta \ln W = 0$	$\Delta \ln W < 0$	$\Delta \ln W < -5\%$	$\Delta \ln W = 0$	$\Delta \ln W < 0$	$\Delta \ln W < -5\%$
1995	12%	28%	16%				0%	16%	7%
1996	13%	29%	17%				0%	32%	12%
1997	12%	28%	16%	0%	20%	8%	0%	21%	9%
1998	12%	25%	15%	0%	20%	8%	0%	21%	9%
1999	15%	28%	16%	0%	28%	10%	0%	31%	11%
2000	14%	27%	15%				0%	26%	10%

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

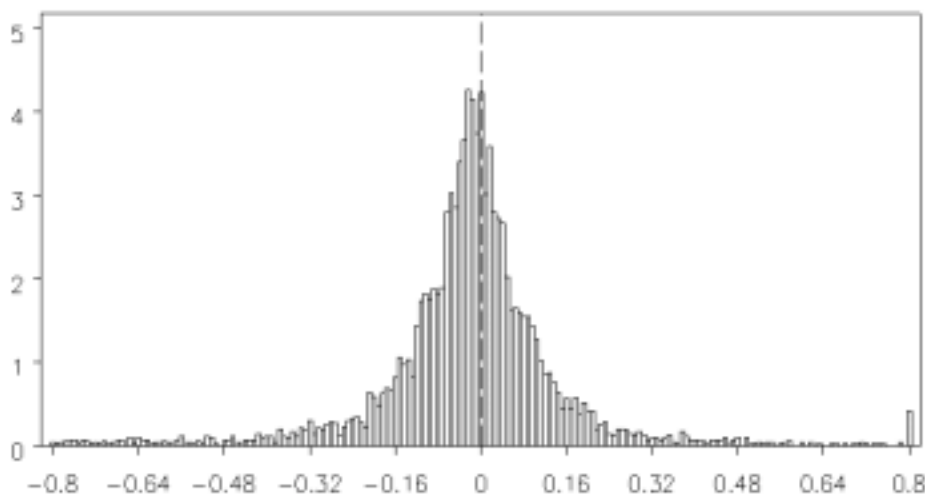
Le fait que les pourcentages de baisses de salaire soient comparables dans les trois sources n'implique pas que les baisses dans l'enquête Emploi soient correctement mesurées. L'appariement entre enquête Emploi et RF permet de savoir si les baisses de salaire dans l'enquête Emploi correspondent à de vraies baisses de salaire. Le diagnostic est très pessimiste quant aux possibilités d'utiliser cette enquête pour l'étude des taux de croissance des salaires. Parmi les enquêtés qui déclarent une baisse de salaire à l'enquête Emploi, 25% à 35% seulement font état d'une baisse de

salaire dans leur déclaration fiscale, les autres déclarant une hausse de salaire (la proportion de variations nulles est égale à zéro dans RF).⁵

Le graphique 5, qui représente l'erreur de mesure sur le taux de croissance du salaire de l'enquête Emploi 1999, et le tableau 8, qui fournit une décomposition de la variance identique à celle effectuée pour les niveaux (encadré 3), permettent de décrire plus précisément la distribution de l'erreur de mesure.

Elle est négative en moyenne chaque année (entre -1% et -2%), et elle est négativement corrélée au vrai taux de croissance du salaire. Elle introduit un bruit très important dans la distribution du taux de croissance du salaire dans l'enquête Emploi : la variance du vrai salaire représente seulement un tiers de la variance observée dans cette enquête.

Graphique 5 : Erreur de mesure du taux de croissance du salaire dans l'enquête Emploi, Enquête Emploi 1999 - Revenus fiscaux 1998



Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Tableau 8 : Moyenne et part dans la variance de l'erreur de mesure sur le salaire dans l'enquête Emploi

Revenus fiscaux	Enquête Emploi	Moyenne (EE-RF)	$V(RF)/V(EE)$	$V(EE-RF)/V(EE)$	$Corr(EE-RF, RF)$
1997	1998	-0,012	0,48	1,40	-0,54
1998	1999	-0,020	0,35	1,30	-0,48
1999	2000	-0,010	0,20	1,15	-0,36

⁵ L'ordre de grandeur est le même que l'on compare le taux de croissance dans l'enquête Emploi entre mars $n+1$ et mars n , avec le taux de croissance de l'enquête Revenus fiscaux entre l'année $n+1$ et l'année n , ou l'année n et l'année $n-1$.

III.1.2 Les variations du salaire horaire

Du point de vue du salarié, le salaire annuel représente peut être la variable la plus pertinente pour l'étude des rigidités, puisqu'elle mesure sa rémunération totale. En revanche, pour l'entreprise, le lien entre rémunération et quantité de travail est naturel. C'est pourquoi il est également intéressant d'étudier la question des rigidités nominales sous l'angle du salaire horaire. C'est ce que nous faisons ici, en notant toutefois que les difficultés de mesure des heures déjà mentionnées nous inciteront, dans la suite de ce travail, à privilégier l'étude du salaire annuel.

Entre 1995 et 1999, 50 à 60% des salariés voient leurs heures travaillées varier d'une année sur l'autre dans les DADS⁶ (dans 30% des cas il s'agit d'une baisse), et 30% dans l'enquête Emploi (15% de baisses). En 2000 la mise en place de la RTT est visible dans l'augmentation du pourcentage de baisses déclarées : 54% dans les DADS et 38% dans l'enquête Emploi.

Les distributions du taux de croissance du salaire horaire (graphique 6 en annexe) ont des caractéristiques proches de celles du salaire annuel. La comparaison des tableaux 7 et 9 permet de mesurer l'impact de la prise en compte des heures travaillées.

Les distributions des salaires annuels et horaires ne diffèrent que marginalement dans les DADS pour les années antérieures à 1999. Ainsi, à supposer que les heures soient correctement mesurées dans les DADS, les baisses de salaire annuel sont loin de se résumer à une réduction de la durée travaillée, à salaire horaire constant. En 1999 et surtout 2000, la RTT semble se traduire par une hausse de salaires horaires : la fréquence des hausses du salaire horaire est de 81% en 2000, alors que celle des hausses du salaire annuel est de 74%.

En revanche la fréquence des variations nulles dans l'enquête Emploi décroît de façon importante lorsqu'on prend en compte les heures, quelle que soit l'année. Le phénomène est encore accentué en 2000 du fait de la montée en puissance de la RTT. Son impact sur le salaire horaire est toutefois moins perceptible dans l'enquête Emploi, peut-être parce que celle-ci est réalisée au mois de mars, par conséquent moins sensible à un choc dont les effets peuvent ne se faire sentir que plusieurs mois après la date du 1^{er} janvier 2000.

⁶ Les heures déclarées dans les DADS ne sont pas tout à fait les heures travaillées, mais rémunérées, c'est à dire qu'elles incluent les congés payés.

Tableau 9 : Proportions de variations du salaire horaire nulles, négatives et fortement négatives

annee	Enquête Emploi			Revenus fiscaux			DADS		
	$\Delta \ln W_h = 0$	$\Delta \ln W_h < 0$	$\Delta \ln W_h < -5\%$	$\Delta \ln W_h = 0$	$\Delta \ln W_h < 0$	$\Delta \ln W_h < -5\%$	$\Delta \ln W_h = 0$	$\Delta \ln W_h < 0$	$\Delta \ln W_h < -5\%$
1995	9%	32%	20%				0%	16%	8%
1996	9%	33%	21%				0%	32%	13%
1997	8%	32%	20%	0%	27%	15%	0%	21%	9%
1998	8%	30%	19%	0%	26%	14%	0%	21%	9%
1999	10%	32%	20%	0%	27%	14%	0%	27%	10%
2000	7%	26%	16%				0%	19%	8%

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

III.2 Les baisses de salaire s'accompagnent souvent d'une modification des conditions de travail

Une fraction importante des salariés voit son salaire nominal diminuer d'une année sur l'autre. Nous cherchons ici à savoir dans quelle mesure ces baisses s'accompagnent de variations des conditions de travail qui pourraient les justifier : diminution des heures travaillées (lorsqu'elles sont rémunérées), passage à des tâches moins pénibles ou à des horaires moins contraignants, redéfinition du poste dans le sens d'un déclassement (par exemple un passage d'ouvrier qualifié à ouvrier non-qualifié). Nous cherchons en outre à déterminer dans quelle mesure la partie variable du salaire (les primes) est à l'origine des ajustements du salaire nominal.

L'enquête Emploi fournit une description riche des conditions de travail et permet d'étudier ces questions, en utilisant le salaire de l'enquête Emploi, ou le salaire RF.

Le tableau 10 montre qu'un quart des salariés ont changé de profession entre mars 1999 et mars 1998 (les résultats sont similaires pour les autres années). Il est en général difficile d'établir une relation d'ordre naturelle entre les professions, et donc un rapport simple entre de tels changements et des évolutions salariales.

En revanche, les conditions de travail peuvent évoluer sur un même type de poste, et il est possible de parler d'amélioration ou de dégradation de ces conditions de travail. L'enquête Emploi donne quelques informations. On sait en particulier si un individu travaille le soir, la nuit, le samedi ou le dimanche. Chacune de ces variables possède 3 modalités : ainsi, la variable « soir » vaut 1 si la personne travaille habituellement le soir, 2 si elle travaille certains soirs seulement et 3 si elle ne travaille jamais le soir. Il en est de même pour le travail de nuit et le week-end. On construit un indicateur agrégé appelé « conditions de travail », qui reflète le caractère décalé par rapport aux normes sociales des horaires de travail de l'individu, en sommant ces trois variables. On considère ainsi implicitement qu'elles ont le même poids et que le fait par exemple de ne plus travailler le soir peut compenser celui de travailler le dimanche. Pour décrire l'évolution des conditions de travail on prend la différence de cette variable entre deux dates.

Chaque année, un peu moins du tiers des salariés connaissent une évolution de leurs conditions de travail. On observe autant d'améliorations que de dégradations. Le tableau 10 compare les fréquences des baisses de salaires pour les salariés dont les conditions de travail s'améliorent et l'ensemble des salariés. On voit qu'elles sont supérieures pour le premier groupe. Le même tableau réalisé sur le salaire hors primes annuelles de l'enquête Emploi donne des résultats similaires : la fréquence des baisses du salaire est supérieure d'environ 5 points pour les salariés dont les conditions de travail s'améliorent. Ceci semble indiquer que ce ne sont pas les primes annuelles qui s'ajustent lorsque les conditions de travail évoluent.

On obtient les mêmes résultats en utilisant la variable décrivant le type d'horaires de l'individu : mêmes horaires de travail tous les jours, horaires alternés, horaires variables d'un jour à l'autre.

Les possibilités d'identification des primes sont limitées : seule l'enquête Emploi distingue les primes, annuelles uniquement, de la rémunération de base. On voit néanmoins dans le tableau 10 qu'en 1999 seulement 24% des baisses de salaire toutes primes comprises dans l'enquête Emploi correspondent à des baisses des primes annuelles uniquement, le salaire hors primes annuelles étant constant ou en hausse.

Le tableau montre 10 également que dans l'enquête Emploi et RF en 1999 80% des baisses de salaire annuel ne peuvent pas s'expliquer par une réduction des heures travaillées.

Si l'on croise les variables précédentes, on observe que pour 66% des baisses de salaires dans l'enquête Emploi et 56% dans RF, les salariés ont connu une amélioration de leurs conditions de travail, une baisse de leur durée hebdomadaire, une baisse de leurs primes sans modification du salaire hors primes annuelles, ou ont changé de profession dans l'établissement. Il est cependant difficile d'interpréter ces résultats comme des explications des baisses de salaire dans la mesure où telles modifications concernent également les individus dont le salaire est constant ou en hausse, dans les mêmes proportions pour RF (56%), et de manière atténuée dans l'enquête Emploi (53%).

Tableau 10 : Baisses de salaire et changements de conditions de travail

proportion de salariés dont	Enquête Emploi 1999		Revenus fiscaux 1998	
	individus dont le salaire annuel			
	diminué	reste stable ou croît	diminué	reste stable ou croît
(1) les conditions de travail s'améliorent	21%	17%	20%	17%
(2) la durée hebdomadaire habituelle de travail diminue	22%	19%	20%	20%
(3) les primes annuelles diminuent sans baisse du salaire hors primes	24%	10%	15%	15%
(4) la profession au sens de la PCS change	27%	25%	23%	24%
(1) ou (2)	37%	32%	33%	33%
(1) ou (2) ou (3)	53%	38%	43%	42%
(1) ou (2) ou (3) ou (4)	66%	53%	56%	56%

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

A l'exception du salaire annuel RF, toutes les variables sont toutes issues de l'enquête Emploi. Pour les colonnes « Revenus fiscaux » on utilise les données appariées avec l'enquête Emploi.

Le pourcentage de baisses de salaire parmi les salariés qui ne connaissent pas de variation des heures, des conditions de travail et de la profession pour l'EE et RF, ou des heures et de la CS pour les DADS, reste élevé : un quart environ dans l'enquête Emploi, entre 15 et 30 dans les DADS et RF selon les années (tableau 11).

Tableau 11 : Pourcentages de baisses de salaire parmi les salariés dont les conditions de travail sont inchangées

	Enquête Emploi	Revenus fiscaux	DADS
1995	26%		12%
1996	27%		27%
1997	26%	19%	17%
1998	23%	19%	16%
1999	26%	28%	25%
2000	25%		20%

Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN. Pas de variation des heures, des conditions de travail et de la profession pour l'EE et RF, des heures et de la CS pour les DADS.

IV - Salaire et productivité : une analyse économétrique des rigidités salariales

L'identification des rigidités salariales à partir de la distribution effective des évolutions repose en général sur la définition restrictive des rigidités : une partie au moins des rigidités à la baisse se traduit par des variations nulles. Dans cette partie, nous adoptons la définition la plus générale donnée en introduction : les rigidités atténuent la transmission aux salaires des chocs de productivité, les rigidités à la baisse se traduisant par une transmission plus complète à la hausse qu'à la baisse.

Ce type de rigidité est compatible avec l'absence de pic en zéro dans la distribution des évolutions de salaires. Son identification est de ce fait plus difficile, puisqu'elle nécessite de pouvoir observer un choc exogène induisant une pression à la hausse des salaires, un choc opposé induisant une pression équivalente à la baisse du salaire, et de comparer l'amplitude de la réponse du salaire à chacun de ces deux chocs. Nous suivons maintenant cette démarche en tirant profit de l'appariement entre sources ménages (DADS, enquête Emploi et Revenus fiscaux) fournissant les mesures de l'évolution du salaire, ainsi que certains déterminants de la productivité du salarié, et source d'entreprise (BRN) décrivant l'évolution des ventes de l'entreprise, que nous utilisons comme mesure du choc d'entreprise affectant l'évolution des salaires (conformément à la théorie du cycle de productivité).

Nous cherchons donc à tester l'existence d'une asymétrie dans la réponse du salaire à un choc d'activité positif ou négatif, conditionnellement aux caractéristiques du salarié, de l'emploi qu'il occupe et de l'entreprise qui l'emploie. Nous testons en premier lieu l'égalité de l'élasticité du salaire à l'activité de l'entreprise, suivant que celle-ci augmente ou diminue. Pour compléter la description de l'évolution des salaires, en mettant l'accent sur ce qui caractérise a contrario le mieux leur flexibilité, nous décrivons aussi la réponse de la probabilité d'une *baisse de salaire* à un choc sur l'activité.

L'enquête Emploi et l'enquête Revenus fiscaux sont sensiblement plus riches que les DADS quant à la description des caractéristiques du salarié et de l'emploi occupé. Cependant, le salaire dans l'enquête Emploi est entaché d'erreurs de mesure, et l'enquête Revenus fiscaux présente l'inconvénient qu'une évolution salariale au plus est observée pour chaque individu. Il est donc impossible de corriger les biais d'endogénéité liée à l'hétérogénéité inobservée sur le *taux de croissance* du salaire, comme on peut le faire avec le panel DADS, qui permet une estimation dans la dimension intra-individuelle.

Dans un premier temps, nous nous concentrons donc sur les DADS. Nous comparons ensuite les résultats à ceux obtenus avec Revenus fiscaux (estimation dans la dimension inter-individuelle), puis avec l'enquête Emploi, qui permet également une estimation dans la dimension intra-individuelle, mais à partir d'une variable expliquée plus bruitée. La comparaison de ces deux dernières sources dans la dimension inter-individuelle permet ainsi d'apprécier l'impact des erreurs de mesure lorsqu'on utilise le salaire de l'enquête Emploi en évolution.

IV.1 L'analyse à partir des DADS

On réalise deux types d'analyses de la variance, expliquant l'évolution du salaire par les caractéristiques du salarié, du poste qu'il occupe et de l'entreprise. Ces analyses permettent de tester la significativité de l'association entre évolution du salaire et l'une de ces caractéristiques, les autres étant fixées. Pour décrire l'évolution du salaire, nous étudions successivement le taux de croissance du salaire, et la probabilité d'une baisse de salaire. Les variables explicatives sont les mêmes dans les deux cas.

Dans chacune de ces analyses, on estime des coefficients différents du lien entre croissance du salaire et croissance du chiffre d'affaires, selon que ce dernier diminue ou bien reste stable ou augmente. Si ces coefficients sont différents, il existe une asymétrie entre la répercussion des chocs d'activité positifs et négatifs sur la croissance des salaires. L'hypothèse de rigidité à la baisse se traduit ainsi par un plus faible coefficient de la baisse des ventes que de la hausse.

Dans chaque analyse, on corrige d'une partie de l'endogénéité des variables explicatives, celle associée à l'hétérogénéité inobservée. En revanche, la possible simultanéité avec les chocs contemporains n'est pas traitée. A ce stade, tous les résultats n'ont une interprétation économique en termes de rigidités que sous l'hypothèse d'exogénéité des chocs d'entreprise observés par rapport aux chocs individuels de salaire inobservés. Il s'agit d'une limite importante qui peut être dépassée par le recours à des techniques de variables instrumentales. Les DADS sont malheureusement pauvres en de telles variables. Par ailleurs, on a sélectionné dans les BRN la variable de ventes, a priori la moins endogène.

Les régressions année par année montrent que les coefficients sont très stables dans le temps. On effectue donc les analyses de la variance sur l'ensemble des années, en contrôlant bien sûr des effets d'année, mais aussi des moyennes individuelles des indicatrices temporelles afin de tenir compte du fait que le panel est non-cylindré.

Encadré 4 : le modèle statistique

Soit un individu i , constamment employé pendant au moins deux ans dans une entreprise j . Nous cherchons à expliquer l'évolution de son salaire W entre deux années consécutives et la probabilité que cette évolution corresponde à une baisse, par un certain nombre de caractéristiques de l'individu, du poste qu'il occupe, et de l'entreprise. Ces caractéristiques peuvent être stables ou variables dans le temps, observables ou inobservables.

Dans la suite, nous estimons une équation de forme générale :

$$Y_{it} = \beta^1 X_{it}^1 + \beta^2 X_i^2 + \gamma^1 Z_{jt}^1 + \gamma^2 Z_j^2 + \alpha_i + \phi_j + \eta_t + \varepsilon_{it} + \nu_{jt} \quad (1)$$

où X^1 et Z^1 sont respectivement les vecteurs des caractéristiques observables du salarié et de l'entreprise variables dans le temps, X^2 et Z^2 sont les vecteurs des caractéristiques observables du salarié et de l'entreprise stables dans le temps, α_i et ϕ_j sont des caractéristiques inobservées du salarié et de l'entreprise stables dans le temps, ε_{it} et ν_{jt} sont des chocs affectant à la date t le salarié et l'entreprise.

La variable Y peut être alternativement le taux de croissance du salaire ou la propension à la baisse du salaire dans le cadre d'un modèle latent où l'on explique la probabilité de baisse. L'estimation de l'équation (1) par MCO simples (taux de croissance du salaire) ou par régression logistique simple (baisse du salaire) fournit des estimations non convergentes des paramètres d'intérêt β^1 , β^2 , γ^1 et γ^2 dès lors qu'existe une corrélation entre caractéristiques ou chocs inobservés et variables explicatives. C'est aussi vrai dans le cas discret si les chocs ε_{it} et ν_{jt} sont corrélés dans le temps.

Il n'est pas évident que de tels biais existent. Il est possible de tester l'existence de biais d'endogénéité liés à l'hétérogénéité non observée pour les variables non constantes dans le temps, en exploitant la dimension de panel des DADS et de l'enquête Emploi. C'est malheureusement impossible avec l'enquête revenus fiscaux, pour laquelle on n'observe jamais un individu plus de deux fois. Il est également possible de modéliser le résidu comme un processus autorégressif pour tenir compte de la présence d'autocorrélation. Il est plus difficile de tester l'existence d'une simultanéité entre variables explicatives et chocs idiosyncratiques ε_{it} et ν_{jt} . Pour ce faire, il est en effet nécessaire, de disposer de variables instrumentales. Les DADS et les BRN sont malheureusement pauvres en de telles

variables. Le seul recours est donc l'utilisation d'instruments « internes », les valeurs retardées des variables explicatives, par exemple par la méthode des GMM. Ce type d'approche fournit des résultats souvent peu robustes. L'existence d'un biais de simultanéité relatif à la variable de croissance des ventes dans une équation de croissance du salaire peut néanmoins être discutée. Un tel biais peut d'abord survenir lorsqu'un choc inobservé affecte la croissance des salaires à la date t , cet impact sur les salaires affectant immédiatement le prix de vente, et les ventes de l'entreprise. Ce type de mécanisme implique une vitesse de réaction assez rapide du prix au choc de salaire, et des ventes au choc de prix. En outre, il implique l'existence d'une corrélation négative entre choc de salaire et ventes. Le coefficient des ventes devrait ainsi être biaisé vers le bas s'il est positif. Un deuxième type de mécanisme fait appel aux chocs de productivité inobservés, poussant simultanément les salaires et les ventes à la hausse. Pour que la corrélation qui en résulte soit importante, il est néanmoins nécessaire que ce choc soit assez fort, pour que le prix de vente diminue malgré la hausse du salaire. Dans ce cas de figure, le coefficient des ventes est potentiellement surestimé. Dans la suite, nous ne traiterons que du biais d'hétérogénéité non observée. Dans le cas continu (croissance du salaire) comme dans le cas discret (baisse du salaire), nous modélisons l'hétérogénéité non observée comme une fonction linéaire des moyennes individuelles des variables explicatives :

$$\alpha_i = \theta^1 X_i^1 + \theta^2 X_i^2 + u_i$$

$$\phi_j = \sigma^1 Z_j^1 + \sigma^2 Z_j^2 + v_j$$

Dans le cas continu, cette approche correspond à la méthode dite de Mundlak (Mundlak, 1978). Elle fournit un estimateur MCO de β^1 et γ^1 identique à l'estimateur within. Puisque l'analyse est menée sur les seuls salariés restant dans le même établissement deux années consécutives, le passage à la dimension intra-individuelle permet d'éliminer à la fois les effets individuels et les effets d'établissement invariants dans le temps. Cet estimateur est donc corrigé du biais d'hétérogénéité inobservée, la significativité des paramètres θ^1 et σ^1 indiquant la présence de biais. Par rapport à l'estimateur within, l'avantage de la méthode de Mundlak est de permettre l'identification des paramètres β^2 et γ^2 . Celle-ci repose toutefois sur des hypothèses plus fortes : on ne peut estimer par MCO que les valeurs de $\beta^2 + \theta^2$ et $\gamma^2 + \sigma^2$. L'effet des variables stables dans le temps n'est donc estimé sans biais qu'en l'absence d'hétérogénéité non observée, dont il est impossible de tester la présence pour ces variables.

En présence d'autocorrélation sur les chocs individuel et d'entreprise, l'estimateur reste convergent, même s'il perd en efficacité.

Dans le cas discret, cette modélisation a été proposée par Chamberlain (1984). Nous estimons d'abord un modèle logit fondé sur l'équation latente précédente. Nous testons deux autres spécifications qui permettent d'améliorer l'efficacité de cet estimateur :

- un modèle logit à effet aléatoire,
- un modèle logit sans effet aléatoire mais avec autocorrélation du résidu,

En outre nous comparons ces estimateurs au modèle logit conditionnel à la Chamberlain (Chamberlain, 1980).

Les modèles précédents ne fournissent néanmoins des estimations convergentes que sous l'hypothèse d'indépendance des chocs, conditionnellement aux effets individuels. Le troisième modèle nous permet de tester la présence de biais associés à une éventuelle corrélation temporelle des chocs sans formuler un modèle explicitement dynamique, d'une estimation complexe. Le dernier modèle tire parti de la forme fonctionnelle de la loi logistique pour éliminer complètement les effets individuels, comme le ferait un estimateur within en MCO. On conditionne pour ce faire par la somme de la variable expliquée sur l'ensemble des dates, de telle sorte que les individus dont le comportement est constant dans le temps (aucune baisse de salaire ou autant de baisses que de dates) ont une contribution nulle à la vraisemblance conditionnelle. Comme le within, le logit conditionnel ne permet pas l'identification des coefficients des variables constantes dans le temps. Il est possible de tester la présence d'un biais d'hétérogénéité inobservée par un test de Hausman, fondé sur la comparaison d'un logit simple et d'un logit conditionnel.

IV.1.1 Les salaires réagissent davantage à un choc d'activité positif

Le tableau 12 résume les résultats de ces analyses menées à partir des DADS. La variable expliquée est le fait de connaître une baisse de rémunération annuelle toutes primes comprises dans les trois premières colonnes, et le taux de croissance de la rémunération dans les deux dernières.

Les deux premières colonnes sont issues d'une même régression logistique de type « Mundlak ». Les termes de « within » et « between » sont employés par analogie avec le cas continu. Ils renvoient respectivement aux coefficients des variables centrées par individu, et à ceux des variables moyennées par individu.

La troisième colonne correspond au logit conditionnel. Elle est proche en général du « within » issu d'un logit de type Mundlak, mais pas identique. L'avantage de la spécification de type Mundlak est qu'elle permet d'identifier des coefficients dans les dimensions intra-individuelle aussi bien qu'inter-individuelle. Le logit conditionnel en revanche ne permet l'estimation que dans la seule dimension intra-individuelle. Il corrige toutefois plus mécaniquement des biais d'endogénéité liés à la présence d'hétérogénéité inobservée.

On n'a pas reporté les résultats obtenus avec les modèles logit à effet aléatoire et à résidu autocorrélé suivant un processus AR(1). Ces résultats ne diffèrent en effet que très marginalement de ceux obtenus par les logit Mundlak et conditionnels. Les deux dernières colonnes correspondent à l'estimateur MCO de type Mundlak.

Les résultats obtenus sont les suivants. Dans la dimension inter-individuelle d'abord, la probabilité de subir une baisse de salaire annuel augmente avec l'âge, l'ancienneté, le fait d'être un ouvrier, le niveau moyen du salaire et le taux de chômage au sein de la zone d'emploi ; elle diminue en revanche avec la taille de l'entreprise, le fait d'être un cadre, d'appartenir à une profession intermédiaire et dans une moindre mesure d'être employé plutôt qu'ouvrier, et la croissance moyenne des ventes de l'entreprise. Le signe positif du salaire moyen (en logarithme) capte entre autres l'effet du salaire minimum, les salaires proches du SMIC ne pouvant pas baisser⁷. Dans la dimension intra-individuelle, l'estimateur Mundlak et le logit conditionnel donnent des résultats très proches.

Ensuite, la probabilité de baisse du salaire annuel diminue avec la croissance des ventes. Le test d'asymétrie n'est pas entièrement probant pour la baisse de salaire : il n'y a que pour le seul estimateur Mundlak que le coefficient correspondant aux hausses des ventes est significativement plus grand en valeur absolue que celui correspondant aux baisses.

Le deuxième groupe de régressions, concernant cette fois le taux de croissance du salaire, conduit à des résultats cohérents avec ceux obtenus pour les baisses : la croissance du salaire diminue avec l'âge, l'ancienneté, le logarithme du salaire initial ; elle est aussi plus faible pour les femmes ; en revanche les salaires croissent davantage pour les cadres, les professions intermédiaires, et dans une moindre mesure les employés, que pour les ouvriers, et davantage dans les grandes entreprises que les petites. Le coefficient associé à la variation des heures est compris entre zéro et un : une hausse des heures déclarées induit une hausse du salaire annuel et une baisse du salaire horaire, ce qui peut s'expliquer par la présence d'heures supplémentaires non rémunérées.

Les régressions sur variable continue permettent d'établir dans la dimension intra-individuelle un diagnostic beaucoup plus robuste quant à l'asymétrie de réponse du salaire à un choc d'activité positif ou négatif. L'impact du taux de croissance du chiffre

⁷ Dans cette partie nous restreignons notre échantillon aux salariés dont le salaire annuel est supérieur ou égal au SMIC annuel.

d'affaires sur celui des salaires est significativement plus élevé en cas de choc positif que de choc négatif. Ainsi, un surcroît d'activité affecte plus fortement les salaires à la hausse qu'une baisse d'activité ne les déprime.

Les résultats obtenus pour le taux de chômage local et la taille d'entreprise peuvent s'interpréter en termes de pouvoir de négociation dans l'entreprise. La proportion plus élevée de baisses de salaires dans les petites entreprises peut ainsi être liée à une plus faible présence syndicale, alors qu'un taux de chômage local plus élevé réduit les options extérieures des salariés.

Notons enfin que la comparaison des estimateurs between et within est relativement rassurante pour le taux de croissance des salaires. En dépit d'écart parfois importants des coefficients estimés, les coefficients between et within ont toujours des signes identiques. Une analyse fondée sur la seule considération de ces signes pourrait ainsi être menée dans la dimension inter-individuelle sans erreur de diagnostic. En particulier, c'est vrai du lien entre croissance des salaires et chocs d'activité de l'entreprise, à la hausse et à la baisse. Ce n'est plus vrai en revanche lorsqu'on cherche à expliquer la baisse du salaire plutôt que sa croissance.

Tableau 12: Estimation à partir des DADS, salaire annuel

	baisse du salaire, modèle logit "Mundlak"		baisse du salaire, logit conditionnel	croissance du salaire, MCO par la méthode de Mundlak	
	Between	Within		Between	Within
croissance des ventes*indicatrice de hausse des ventes (1)	-0,621** (0,030)	-0,320** (0,021)	-0,275** (0,022)	0,0347** (0,0009)	0,0110** (0,0006)
croissance des ventes*indicatrice de baisse des ventes (2)	-0,915** (0,028)	-0,251** (0,018)	-0,229** (0,020)	0,0234** (0,0009)	0,0031** (0,0006)
test de la différence (1)-(2)	0,294**	-0,069*	-0,046	0,0114**	0,0079**
baisse des heures (qualitatif)	0,610** (0,010)	0,749** (0,006)	0,741** (0,007)	0,2827** (0,0028)	0,2039** (0,0012)
log. du salaire initial	0,332** (0,010)	13,483** (0,050)	18,403** (0,074)	-0,0057** (0,0003)	-0,6689** (0,0011)
cadre (réf. ouvrier)	-0,694** (0,013)	-0,911** (0,031)	-0,786** (0,036)	0,0223** (0,0004)	0,0495** (0,0009)
profession intermédiaire (réf. ouvrier)	-0,333** (0,008)	-0,353** (0,021)	-0,344** (0,024)	0,0102** (0,0002)	0,0188** (0,0006)
employé (réf. ouvrier)	-0,207** (0,009)	-0,032 (0,026)	-0,039 (0,029)	0,0039** (0,0003)	0,0018 (0,0008)
femme	-0,012 (0,007)			-0,0013** (0,0002)	
âge	0,020** (0,000)			-0,0009** (0,0000)	
ancienneté	0,002** (0,000)			-0,0003** (0,0000)	
effectif salarié <20 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,186** (0,009)			-0,0032** (0,0003)	
20≤effectif salarié <200 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,131** (0,007)			-0,0010** (0,0002)	
200≤effectif salarié <1000 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,029** (0,008)			0,0004 (0,0002)	
taux de chômage zone d'emploi	1,108** (0,076)			-0,0173** (0,0023)	

Source : panel DADS 1994-2000, BRN (taille d'entreprise, secteur d'activité et croissance des ventes) et RP 99 (taux de chômage zone d'emploi) ; les coefficients des indicatrices temporelles et de leurs moyennes ainsi que des indicatrices sectorielles en NAF16 ne sont pas reportés.

1 091 002 observations, dont 257 622 baisses du salaire annuel

Les exposants ** et * dénotent une significativité à 1% et 5% respectivement. Les autres coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 5%.

Lecture : dans le cas continu, on estime une équation de la forme :

$$\Delta \log W_{it} = \left(\alpha^+ 1_{\Delta \log CA_{it} \geq 0} + \alpha^- 1_{\Delta \log CA_{it} < 0} \right) \times \Delta \log CA_{it} + \lambda_{it}$$

où W_{it} représente le salaire annuel, CA_{it} les ventes de l'entreprise, et λ_{it} représente les autres variables explicatives et les résidus.

Les coefficients (1) et (2) correspondent respectivement à α^+ et α^- . Si l'évolution du salaire reflète celle de la productivité, et cette dernière est liée à l'activité (cycle de productivité), les deux coefficients doivent être positifs. D'après notre définition, α^+ est plus grand que α^- en présence de rigidités à la baisse.

Dans le cas discret, la variable expliquée n'est plus le taux de croissance du salaire, mais sa propension à être négative. Les deux coefficients α^+ et α^- sont négatifs sous les conditions précédentes, et α^+ est plus grand *en valeur absolue* que α^- en présence de rigidités à la baisse.

La ligne « test de la différence (1) - (2) » indique la valeur et la significativité de $\alpha^+ - \alpha^-$.

IV.1.2 Une exploration de l'hétérogénéité des coefficients

Les régressions précédentes montrent que les salaires réagissent *en moyenne* davantage à une hausse qu'à une baisse des ventes. Il est toutefois probable que ce degré d'asymétrie, comme l'ampleur de la réaction des salaires à la hausse ou à la baisse, varie d'un individu à l'autre. En particulier, un individu dont le salaire est proche du salaire minimum ne verra pas son salaire diminuer en cas de forte baisse de l'activité, alors que ce peut être le cas d'un autre salarié au revenu plus élevé.

Nous nous restreignons au cas continu. En l'absence d'hétérogénéité sur les paramètres et dans la dimension intra-individuelle, l'évolution du salaire est modélisée par (voir encadré 4, équation 1) :

$$Y_{it} = \beta^1 X_{it}^1 + \gamma^1 Z_{jt}^1 + \varepsilon_{it} + v_{jt}$$

Nous modélisons la présence d'une hétérogénéité sur les coefficients γ^1 des chocs observés d'entreprise, de la façon suivante :

$$Y_{it} = \beta^1 X_{it}^1 + \Gamma^1 \left(1 + \sum_k \lambda_k \left(V_i^k - \bar{V}^k \right) + \sum_m \mu_m I_i^m \right) Z_{jt}^1 + \varepsilon_{it} + v_{jt} \quad (2)$$

Les variables V sont des caractéristiques continues invariantes dans le temps (par exemple le taux de chômage de la zone d'emploi en 1999), prises en déviation par rapport à la moyenne de l'échantillon. Les variables I sont des caractéristiques individuelles qualitatives invariantes dans le temps (par exemple le sexe, ou des variables continues discrétisées comme les tranches de revenu ou d'âge).

En l'absence d'hétérogénéité inter-individuelle sur le paramètre γ^1 , on a $\gamma^1 = \Gamma^1$. Sinon, les coefficients λ et μ sont significatifs et leur signe indique comment les individus ayant les caractéristiques correspondantes se distinguent du comportement de référence, vérifié par les individus dont le V serait égal à la moyenne de l'échantillon, et n'ayant aucune des caractéristiques I .

Cette spécification revient à inclure dans la régression dans la dimension intra-individuelle du taux de croissance du salaire, des termes d'interaction entre les variables de chocs d'entreprise (évolution du chiffre d'affaire à la hausse et à la baisse), et des caractéristiques individuelles invariantes (ou moyennées) dans le temps.

Le résultat de cette régression est donné dans le tableau 13.⁸

⁸ Les salariés changent parfois de position hiérarchique. Pour faciliter l'interprétation des coefficients d'interaction liés à la position hiérarchique, on restreint l'analyse aux salariés qui n'en changent pas. On vérifie qu'une telle restriction n'induit pas de biais de sélection.

**Tableau 13 : Hétérogénéité des coefficients dans les DADS,
taux de croissance du salaire annuel**

log. du salaire initial	-0,691** (0,001)		
taux de croissance des heures	0,211** (0,001)		
taux de croissance des ventes,	hausse	baisse	test : hausse- baisse
	0,011** (0,002)	-0,001 (0,001)	0,013** (0,002)
interagi avec :			
SMIC ≤ salaire moyen sur la période < 1,3 SMIC	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,003)
1,3 SMIC ≤ salaire moyen sur la période < 2 SMIC	réf.	réf.	réf.
2 SMIC ≤ salaire moyen sur la période	0,002 (0,002)	0,010** (0,002)	-0,008** (0,003)
Femme	-0,006** (0,001)	0,002 (0,001)	-0,008** (0,002)
Homme	réf.	réf.	réf.
Cadre	0,008** (0,002)	-0,011** (0,002)	0,019** (0,004)
Profession intermédiaire	-0,005** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)
Employé	0,002 (0,002)	-0,006** (0,002)	0,008** (0,003)
Ouvrier	réf.	réf.	réf.
âge < 35 ans	0,007** (0,002)	0,001 (0,002)	0,006* (0,002)
35 ans ≤ âge < 45 ans	réf.	réf.	réf.
45 ans ≤ âge	-0,006** (0,001)	0,004** (0,001)	-0,010** (0,002)
nombre de salariés entreprise < 20	0,011** (0,002)	0,018** (0,002)	-0,008** (0,003)
20 ≤ nombre de salariés entreprise < 200	0,006** (0,001)	0,009** (0,001)	-0,002 (0,002)
200 ≤ nombre de salariés entreprise	réf.	réf.	réf.
Services	-0,007** (0,001)	-0,006** (0,001)	-0,001 (0,002)
Industrie (y.c. construction) et agriculture	réf.	réf.	réf.
taux de chômage zone d'emploi (en écart au taux de chômage moyen de l'échantillon)	-0,022 (0,020)	0,077** (0,018)	-0,099** (0,031)

Les exposants ** et * dénotent une significativité à 1% et 5% respectivement. Les autres coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 5%.

Lecture : on estime une équation de la forme :

$$\Delta \log W_{it} = [(\alpha^+ + \beta^+ 1_{Femme}) \times 1_{\Delta \log CA_{it} \geq 0} + (\alpha^- + \beta^- 1_{Femme}) \times 1_{\Delta \log CA_{it} < 0}] \times \Delta \log CA_{it} + \lambda_{it}$$

où l'on a omis les autres termes d'interaction que celui associé au sexe. Les coefficients « hausse » et « baisse » de la ligne

« taux de croissance des ventes » correspondent respectivement à α^+ et α^- . La colonne « test : hausse - baisse » de la même ligne mesure l'asymétrie $\alpha^+ - \alpha^-$ pour l'individu de référence : homme, ouvrier, salarié d'une entreprise industrielle de plus de 200 salariés, d'âge compris entre 35 et 45 ans, dont le salaire est dans la tranche de 1,3 SMIC à 2 SMIC, et qui travaille dans une zone d'emploi dont le taux de chômage est égal à la moyenne nationale.

Les coefficients β^+ et β^- correspondent aux deux premières colonnes de la ligne « Femme ». La troisième colonne de la même ligne mesure l'asymétrie associée au fait d'être une femme, toutes choses égales par ailleurs. Les coefficients sont additifs : on peut mesurer l'asymétrie pour toute combinaison des caractéristiques individuelles (sexe, âge etc.) en écart à l'individu de référence. Ainsi, un individu qui ne se différencierait de l'individu de référence que par le sexe et le fait d'être cadre aurait une asymétrie de 0,013 - 0,008 + 0,019.

Pour notre individu de référence (homme, ouvrier, salarié d'une entreprise industrielle de plus de 200 salariés, d'âge compris entre 35 et 45 ans, dont le salaire est dans la tranche de 1,3 SMIC à 2 SMIC, et qui travaille dans une zone d'emploi dont le taux de chômage est égal à la moyenne nationale), le taux de croissance du salaire est sensible à un choc d'activité positif (avec une élasticité de 1,1%), mais pas à un choc d'activité négatif. En conséquence, le salaire réagit de façon asymétrique aux chocs positifs et négatifs.

Lorsqu'on considère l'hétérogénéité individuelle, toutes choses égales par ailleurs, les résultats sont les suivants :

- L'asymétrie n'est pas significativement plus élevée pour les salaires compris entre le SMIC et 1,3 SMIC, que pour les salaires compris entre 1,3 SMIC et 2 SMIC. En revanche, les salaires supérieurs à 2 SMIC semblent plus flexibles à la baisse.
- L'asymétrie est moins marquée pour les femmes (salaire moins sensible aux chocs positifs).
- Elle est plus marquée pour les cadres que pour les ouvriers. Pour les cadres, ce résultat est particulièrement notable dans la mesure où la part des primes plus élevée devrait se traduire par une plus grande flexibilité de la rémunération. Il faut noter ce résultat surprenant : les hausses de salaire des cadres semblent plus liées à une variation absolue du chiffre d'affaires qu'au signe de cette variation. Ce résultat s'explique par le fait qu'une majorité de cadres appartiennent à la tranche de salaire supérieure à deux fois le salaire minimum. De ce fait, raisonner à tranche de salaire fixée par rapport à la catégorie de référence est trompeur : pour un cadre de salaire supérieur à 2 SMIC, la sensibilité du salaire aux chocs négatifs ne doit pas différer de celle de la catégorie de référence, dès lors que l'effet salaire correspondant est pratiquement opposé à l'effet cadre. En revanche, cela ne s'applique pas aux chocs positifs : l'effet salaire supérieur à 2 SMIC n'est plus différent de zéro, et la sensibilité à la hausse du salaire des cadres est plus élevée que celui de la catégorie de référence.
- Elle est plus marquée pour les jeunes salariés que pour les plus âgés.
- Elle est plus marquée dans les grandes entreprises.
- Les salaires apparaissent plus flexibles à la baisse lorsque le taux de chômage de la zone d'emploi est plus élevé.

Les résultats précédents suggèrent une hétérogénéité dans l'ampleur de la transmission des chocs d'activité sur les salaires, qui ne se résume pas au seul effet mécanique du salaire minimum. Au total, il existerait bien en France des rigidités à la baisse des salaires, selon la définition adoptée dans cette partie.

IV.2 L'analyse à partir de l'enquête Emploi et de l'enquête Revenus fiscaux

Les DADS semblent être la source la plus appropriée pour l'analyse menée ici, parce qu'elles contiennent une mesure du salaire peu entachée d'erreurs de mesure et parce qu'elles se prêtent à une analyse dans la dimension intra-individuelle, purgée des biais liés à l'hétérogénéité inobservée des salariés et des entreprises. L'enquête Emploi permet de suivre les individus pendant trois ans, donc de calculer deux taux de croissance du salaire par individu et de réaliser des estimations dans la dimension intra-individuelle comme dans les DADS, mais elle fournit une mesure du salaire très bruitée, particulièrement en évolution. Par ailleurs, compte tenu de la non-réponse, la restriction de l'échantillon aux seuls individus déclarant trois années de suite un salaire utilisable risque d'introduire des biais de sélection. Enfin, l'enquête Revenus fiscaux fournit une mesure de meilleure qualité du salaire, mais ne permet de couvrir en évolution que la période 1997-1999, sans qu'il soit surtout possible de calculer plus d'une évolution salariale par individu sur la période. L'estimation ne peut donc être menée que dans la dimension inter-individuelle. L'analyse menée sur les DADS montre toutefois que les conclusions qualitatives ne devraient pas être affectées.

Nous montrons maintenant les résultats obtenus à partir de ces deux sources pour trois raisons : tester la robustesse des régressions réalisées sur les DADS, exploiter l'information individuelle supplémentaire contenue dans l'enquête Emploi, et analyser l'impact des erreurs de mesure sur le salaire de l'enquête Emploi.

IV.2.1 L'analyse à partir de l'enquête Revenus fiscaux

Considérons d'abord le taux de croissance du salaire, pour lequel les résultats s'avéraient les plus robustes avec les DADS. On retrouve avec l'enquête Revenus fiscaux le résultat de plus grande sensibilité des salaires aux chocs d'activité positifs qu'aux chocs d'activité négatifs, l'asymétrie étant de nouveau significative, et comparable en valeur à celle obtenue en between à partir des DADS. On retrouve également le résultat selon lequel le coefficient de la croissance des heures est positif en annuel mais inférieur à un, bien que la mesure des heures dans les deux sources soit potentiellement assez différente. De fait, les coefficients diffèrent sensiblement. Ensuite, les salaires croissent moins lorsque le niveau initial est plus élevé, lorsque l'âge et l'ancienneté sont plus élevés, ainsi que pour les femmes. Ils croissent davantage pour les cadres, les professions intermédiaires et dans une moindre mesure pour les employés, que pour les ouvriers. Ils croissent aussi davantage dans les grandes entreprises. En revanche, le coefficient du taux de chômage local est toujours négatif, mais plus significatif. Au total, ces résultats sont pleinement cohérents avec ceux des DADS.

Parmi les variables supplémentaires issues de l'enquête Emploi, les titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur ont une croissance du salaire plus élevée, les salariés déclarant des baisses de primes annuelles ont une croissance plus faible, ainsi que ceux déclarant une amélioration de leurs conditions de travail.

Les résultats obtenus pour les baisses de salaires sont globalement cohérents, sauf pour l'ancienneté, mais aussi pour les chocs d'activité. Les chocs à la hausse ont un effet négatif sur la probabilité d'avoir une baisse de salaire, et les chocs à la baisse ne sont pas significatifs. Ce résultat est cohérent avec le within des DADS, mais pas avec le between, où les chocs à la baisse étaient toujours significatifs et le coefficient de plus grande ampleur en valeur absolue que pour les chocs à la hausse. Cela dit, le fait que cette asymétrie en between ne se retrouvait pas en within indiquait la présence de biais, qu'on peut être surpris de ne pas retrouver à l'identique dans l'enquête Revenus fiscaux, mais qui suggèrent surtout d'étudier cette question de l'asymétrie de préférence à partir du taux de croissance des salaires.

IV.2.2 L'analyse à partir de l'enquête Emploi

Le tableau 14 contient également le résultat des estimations menées sur l'échantillon apparié avec l'enquête Revenus fiscaux, donc dans la seule dimension inter-individuelle. La comparaison des deux sources dans ce tableau donne donc une idée de l'impact des erreurs de mesure (y compris la non-déclaration).

S'agissant des chocs d'activité, et en mettant de nouveau l'accent sur l'analyse en continu, les coefficients ont les mêmes signes mais ne sont plus significatifs. Il semble donc que les erreurs de mesure induisent un biais vers zéro sur cette variable. Les coefficients des heures et du salaire initial sont de même signe dans Revenus fiscaux et l'enquête Emploi mais apparaissent fortement biaisés dans cette dernière. Il en va de même pour la position hiérarchique. Plus encore, les coefficients de l'âge et de l'ancienneté sont de signe opposé et très significatifs. La réponse par un tiers et le type de contrat deviennent en outre très significatifs. Dans la partie relative aux erreurs de mesure nous avons montré que l'erreur de mesure est très corrélée au salaire, au statut, à l'âge, l'ancienneté, la position hiérarchique, la réponse par un tiers (tableau 4). Nous voyons ici les conséquences de ces corrélations en termes de biais sur les estimateurs, dans le cadre d'une régression où le salaire, mesuré avec erreur, est la variable expliquée. Des remarques comparables peuvent être faites pour la baisse du salaire.

L'analyse à partir de l'échantillon complet de l'enquête Emploi permet de conserver un nombre d'observations plus important, et surtout de réaliser une estimation dans la dimension intra-individuelle. Le tableau 15 contient les résultats de régressions comparables à celles réalisées pour les DADS.

Ces régressions confirment les biais d'erreur de mesure mis en évidence plus haut pour la composante between (même si la réponse par un tiers n'est plus significative). La plus grande taille de l'échantillon permet néanmoins de retrouver pour les chocs d'activité positifs un coefficient between significatif, de même ampleur que pour l'enquête Revenus fiscaux.

Il est surtout manifeste que les erreurs de mesure ne permettent pas une estimation dans la dimension intra-individuelle pour le choc d'activité. Pour les variables de primes et de conditions de travail, toutefois, ces régressions suggèrent que le coefficient between est assez proche du within. Au total, l'utilisation de l'enquête Revenus fiscaux apparaît préférable à celle de l'enquête Emploi, même si l'analyse doit être restreinte à la dimension inter-individuelle.

**Tableau 14 : Estimation à partir des Revenus fiscaux et de l'enquête Emploi
sur le champ de Revenus fiscaux, salaire annuel**

	enquête Revenus fiscaux		enquête Emploi	
	Baisse du salaire	Croissance du salaire	Baisse du salaire	Croissance du salaire
croissance des ventes*indicatrice de hausse des ventes (1)	-0,305** 0,080	0,0100** (0,0027)	-0,086 0,094	0,0087 (0,0055)
croissance des ventes*indicatrice de baisse des ventes (2)	-0,154 0,107	-0,0026 (0,0042)	-0,024 0,140	-0,0071 (0,0086)
baisse des heures (qualitatif) croissance des heures (continu)	-0,068 (0,043)	0,0165** (0,0064)	0,055 (0,054)	0,055** (0,0131)
log. du salaire initial	1,245** (0,078)	-0,0703** (0,0029)	1,419** (0,103)	-0,2834** (0,0055)
cadre (ref. ouvrier)	-1,088** (0,095)	0,0647** (0,0034)	-1,248** (0,122)	0,2085** (0,0070)
profession intermédiaire (ref. ouvrier)	-0,499** (0,057)	0,0267** (0,0021)	-0,475** (0,072)	0,0794** (0,0043)
employé (ref. ouvrier)	-0,303** (0,067)	0,0109** (0,0025)	-0,263** (0,085)	0,0264** (0,0051)
femme	0,059 (0,053)	-0,0085** (0,0019)	0,184** (0,066)	-0,0399** (0,0039)
âge	0,005 (0,003)	-0,0004** (0,0001)	0,009 (0,004)	0,0013** (0,0002)
ancienneté	-0,007** (0,003)	-0,0004** (0,0001)	-0,009** (0,003)	0,0009** (0,0002)
effectif salarié <20 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,194** (0,066)	-0,0111** (0,0025)	0,392** (0,083)	-0,0198** (0,0050)
20≤effectif salarié <200 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,192** (0,052)	-0,0089** (0,0020)	0,296** (0,068)	-0,0179** (0,0041)
200≤effectif salarié <1000 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,045 (0,057)	-0,0005 (0,0021)	0,027 (0,072)	-0,0013 (0,0043)
taux de chômage zone d'emploi	0,606 (0,587)	-0,0286 (0,0220)	0,180 (0,743)	-0,0465 (0,0451)
réponse par un tiers	-0,083* (0,041)	0,0023 (0,0015)	0,166** (0,052)	-0,0077* (0,0032)
contrats autres que CDI	0,592** (0,220)	-0,0063 (0,0091)	0,723** (0,255)	-0,0442** (0,0168)
diplôme de l'enseignement supérieur (ref. aucun diplôme)	-0,454** (0,082)	0,0154** (0,0030)	-0,306** (0,101)	0,0708** (0,0061)
autres diplômes (ref. aucun diplôme)	-0,126** (0,047)	0,0014 (0,0018)	-0,142** (0,060)	0,0268** (0,0036)
baisse des primes	0,159** (0,043)	-0,0051** (0,0016)	2,842** (0,050)	-0,0663** (0,0033)
qualité des conditions de travail	0,037* (0,016)	-0,0019** (0,0006)	0,090** (0,021)	-0,0036** (0,0013)
différence (1)-(2)	-0,151	0,0126*	-0,062	0,0157

Source : enquête Revenus fiscaux 1996-1999, enquête Emploi 1996-1999 (individus présents dans Revenus fiscaux), BRN (taille d'entreprise, secteur d'activité et croissance des ventes) et RP 99 (taux de chômage zone d'emploi) ; les coefficients des indicatrices sectorielles, des indicatrices temporelles et de leurs moyennes ne sont pas reportés.

Revenus fiscaux : 15 941 observations dont 3 794 baisses du salaire annuel et 4 118 baisses du salaire horaire. Enquête Emploi : 13 687 observations dont 3484 baisses du salaire annuel et 3 782 baisses du salaire horaire

Les exposants ** et * dénotent une significativité à 1% et 5% respectivement. Les autres coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 5%.

Tableau 15 : Estimation à partir de l'enquête Emploi, salaire annuel

	baisse du salaire, modèle logit "Mundlak"		croissance du salaire, MCO par la méthode de Mundlak	
	Between	Within	Between	Within
croissance des ventes*indicatrice de hausse des ventes (1)	-0,122* (0,062)	-0,079 (0,112)	0,0140** (0,0032)	0,0038 (0,0058)
croissance des ventes*indicatrice de baisse des ventes (2)	-0,095 (0,084)	0,136 (0,144)	0,0028 (0,0046)	-0,0046 (0,0076)
baisse des heures (qualitatif) croissance des heures (continu)	0,176** (0,038)	0,058 (0,052)	0,0669** (0,0086)	0,0023 (0,0094)
log. du salaire initial	1,092** (0,055)	20,981** (0,374)	-0,2004** (0,0027)	-1,2456** (0,0078)
cadre (ref. ouvrier)	-0,970** (0,067)	-0,843** (0,259)	0,1565** (0,0034)	0,0411** (0,0134)
profession intermédiaire (ref. ouvrier)	-0,460** (0,040)	-0,387* (0,171)	0,0647** (0,0021)	0,0137 (0,0089)
employé (ref. ouvrier)	-0,238** (0,045)	-0,140 (0,221)	0,0209 (0,0024)	0,0154 (0,0114)
femme	0,072* (0,034)		-0,0286** (0,0018)	
âge	0,010** (0,002)		0,0007** (0,0001)	
ancienneté	-0,009** (0,002)		0,0004** (0,0001)	
effectif salarié <20 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,327** (0,044)		-0,0203** (0,0023)	
20≤effectif salarié <200 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,242** (0,036)		-0,0163** (0,0019)	
200≤effectif salarié <1000 (ref. 1000≤effectif salarié)	0,019 (0,039)		-0,0038 (0,0020)	
taux de chômage zone d'emploi	0,460 (0,389)		-0,0441* (0,0208)	
réponse par un tiers	0,147** (0,031)	0,206** (0,056)	-0,0012 (0,0016)	-0,0054 (0,0029)
contrats autres que CDI	0,862** (0,100)	0,774* (0,325)	-0,0280** (0,0058)	-0,0271 (0,0169)
diplôme de l'enseignement supérieur (ref. aucun diplôme)	-0,483** (0,054)	-1,450 (2,335)	0,0427 (0,0028)	0,1220 (0,1333)
autres diplômes (ref. aucun diplôme)	-0,182** (0,031)	0,668 (1,713)	0,0151 (0,0017)	0,0476 (0,1088)
baisse des primes	2,894** (0,033)	2,521** (0,047)	-0,0609** (0,0019)	-0,0379** (0,0025)
qualité des conditions de travail	0,086** (0,015)	0,033 (0,017)	-0,0047* (0,0008)	-0,0020* (0,0009)
différence (1)-(2)	-0,027	-0,215	0,0111	-0,0046

Source : enquête Emploi 1994-2000, BRN (taille d'entreprise, secteur d'activité et croissance des ventes) et RP 99 (taux de chômage zone d'emploi) ; les coefficients des indicatrices sectorielles, des indicatrices temporelles et de leurs moyennes ne sont pas reportés.

53 816 observations dont 15 119 baisses du salaire annuel

Les exposants ** et * dénotent une significativité à 1% et 5% respectivement. Les autres coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 5%.

V - Références

- Akerlof G., W. Dickens et G. Perry, « The macroeconomics of low inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, Volume 1996, n°1, 1996.
- Altonji J. G. et P. J. Devereux, « Extent and consequences of downward nominal wage rigidity », in Polachek S. W., *Worker Well-Being, Research in Labor Economics* Volume 19 (Elsevier Science, North Holland, Amsterdam), 2000.
- Barreau J. et D. Brochard, « Les politiques de rémunération des entreprises : écarts entre pratiques et discours », *Travail et emploi* n° 93, janvier 2003.
- Bewley T. F., « Why not cut pay ? », *European Economic Review*, n° 42, pp. 450-490, 1998.
- Bewley T. F., *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, 1999.
- Bewley T. F. et Brainard W., « A depressed labor market, as explained by participants », mimeo, Yale University, Department of Economics, 1993.
- Blanchard O. et L. Katz, « What we know and do not know about the natural rate of unemployment », *Journal of Economic Perspectives*, Volume 11, n°1, pp. 51-72, hiver 1997.
- Bonnet X., E. Dubois, D. Goux, J.-L. Schneider, E. Martin, « Inflation faible et rigidité à la baisse des salaires nominaux », *L'Economie Française*, 1997.
- Bound J. et A. Krueger, « The extent of measurement error in longitudinal earnings data : Do two wrongs make a right ? », *Journal of labor economics*, 9, 1-24, 1991.
- Bound J., C. Brown, G. Duncan et W. Rodgers, « Evidence on the validity of cross-sectional and longitudinal labor market data », *Journal of labor economics*, 12, 345-368, 1994.
- Bound J., C. Brown et N. Mathiowetz, « Measurement error in survey data », *Handbook of econometrics*, Vol. 5, 2001.
- Card D. et D. Hyslop, « Does inflation « grease the wheels » of labor market ? », in C. D. Romer et H. D. Romer, eds, *Reducing inflation : motivation and strategy*, n° 356 (University of Chicago Press, Chicago, IL and London), chapitre 2, pp. 71-114.
- Chamberlain G., « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, 47, 225-238, 1980.
- Chamberlain G., « Panel data », *Handbook of econometrics*, Vol. 2, 1984.
- Dares, Insee, Liaisons Sociales, « Politiques de rémunération », *Les dossiers thématiques*, n°8, 1997.
- Duncan G. J. et D. H. Hill, « An investigation of the extent and consequences of measurement error in labor-economic survey data », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n°4, pp. 508-532, 1985.
- Duncan G. J. et Mathiowetz N. A., *A Validation Study of Economic Survey Data*, Ann Arbor, MI: Institute for Social Research, 1985.
- Griliches Z. « Economic Data Issues », in Z. Griliches et M. Intrilligator, *Handbook of econometrics*, vol. 3, chapitre 25, pp. 1465-1514, 1986.

Groshen, E. et M. Schweitzer, « The effects of inflation on wage adjustments in firm-level data : grease or sand ? » *Fed Working Paper*, 2000.

Groshen, E. et M. Schweitzer, « Identifying inflation's grease and sand effects in the labor market » in M. Feldstein ed., *The costs and benefits of price stability*, 1999.

Hagneré C. et A. Lefranc, « Etendue et conséquences des erreurs de mesure dans les données d'enquête », mimeo, présenté aux Journées de Méthodologie Statistique de l'INSEE, 2002.

Kahn S., « Evidence of nominal wage stickiness from microdata », *American Economic Review* 87(5), pp. 993-1008.

Kahneman D. et A. Tversky, « Prospect theory : an analysis of decision under risk », *Econometrica* 47(2), pp. 263-291, 1979.

Kramarz F., « Rigid wages : what have we learnt from microeconomic studies ? », in J. Drèze, *Advances in macroeconomic theory* (Palgrave, Great Britain), chapitre 10, pp. 194-216.

Lagarde S., « Expertise de la variable nombre d'heures salariées dans les DADS », *Note de l'INSEE* n°230/F220, 1996.

Mellow W. et H. Sider, « Accuracy of response in labor market surveys : evidence and implications », *Journal of Labor Economics*, vol. 1, n°4, octobre 1983, pp. 331-344.

McLaughlin K., « Rigid wages ? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, pp. 383-414, décembre 1994.

McLaughlin K., « Are Nominal Wages Changes Skewed Away From Wage Cuts? », *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, pp. 117-132, Mai 1999.

Mundlak Y., « On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data », *Econometrica*, 56, 69-86, 1978.

Pischke J.-S., « Measurement error and earnings dynamics : some estimates from the PSID validation study », *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 13, n°3, pp. 305-314, juillet 1995.

Smith, J., « Nominal wage rigidity in the United Kingdom », *The Economic Journal* 110 (462), pp. 176-195, 1999.

Tobin J. « Inflation and unemployment », *American Economic Review*, vol. 62, pp. 1-18, mars 1972.

Annexe

Des salaires plus flexibles et définis sur une base plus individuelle

La formation des salaires engage plusieurs acteurs : Etat, employeurs, salariés et leurs représentants, et se déroule à plusieurs niveaux : national, de la branche, de l'entreprise ou de l'établissement.

Au cours des 30 Glorieuses, les gains de productivité ont permis une croissance soutenue des salaires réels et la négociation des salaires se déroulait de manière plutôt collective. A la fin des années 1970 le taux de croissance tendanciel des salaires réels diminue et leur mode de fixation change : si les institutions encadrant la négociation salariale semblent peu évoluer, le contenu de cette dernière se modifie dans le sens d'une individualisation et d'une flexibilisation des rémunérations. Cette évolution s'explique par la volonté croissante des entreprises d'autonomiser leur politique salariale et de maîtriser l'évolution de leur masse salariale, ainsi que par le déclin des formes de représentation collective des salariés.

La négociation salariale et ses acteurs

L'Etat détermine le cadre réglementaire de la formation de salaires, ainsi que le SMIC et son évolution. Il est indexé sur l'inflation et sur le taux de salaire horaire des ouvriers (SHBO). A ces indexations l'Etat ajoute des coups de pouce. Au cours des années 90 le SMIC réel net de prélèvements augmente de 0,1% par an en moyenne. Ce salaire minimum joue un rôle déterminant dans la fixation des salaires, étant donné que les augmentations de bas salaires sont en pratique alignées sur celles du SMIC. Il introduit une rigidité nominale à la baisse pour ces salaires. L'Etat intervient également afin d'encourager les négociations salariales entre les partenaires sociaux, au niveau de la branche, de l'entreprise ou de l'établissement.

Les conventions collectives de branche définissent des grilles de classification des emplois, qui associent à chaque catégorie un salaire minimum. Elles sont négociées entre les organisations représentatives des employeurs et des salariés, et pour un accord sur deux l'Etat prend un arrêté d'extension, qui étend la convention à l'ensemble des entreprises figurant dans son champ. Les conventions peuvent concerner le niveau national ou infranational. Leur portée est en théorie importante, puisqu'en 1997 environ 87 % des salariés appartenaient à un établissement couvert par une convention collective de branche, mais elle est en pratique plus limitée. D'une part, ces conventions ne fixent que des minima que les entreprises sont libres de dépasser. D'autre part, on assiste depuis la fin des années 1970 à une atonie de la négociation collective, malgré les actions publiques visant à la relancer. Ainsi en 1985, plus de 80% des branches de plus de 10 000 salariés avaient au moins un niveau minimum hiérarchique inférieur au SMIC. L'intervention de l'Etat 1988-89 a permis un rattrapage partiel des minima conventionnels par rapport au SMIC mais celui-ci ne s'est pas accompagné d'une redéfinition, au niveau de la branche, de la structure des salaires.

La perte de vitesse des négociations de branche dans les années 1980 s'est accompagnée d'une montée en régime des négociations au sein de l'entreprise et l'établissement. Elle a été favorisée par la loi Auroux de 1982 relative à l'obligation annuelle de négocier sur les salaires. Notons que l'obligation porte sur la négociation proprement dite, et non sur l'obtention d'un accord. Le nombre d'accords signés a un profil cyclique : une amélioration de la conjoncture ou une accélération de l'inflation s'accompagnent d'une augmentation du nombre d'accords portant sur les salaires. Ceci reflète en partie le fait que les accords portent principalement sur des

augmentations de salaires : en 1995 et 1996 respectivement 1,4% et 3,2% des accords d'entreprise déclarés au ministère du Travail prévoient des réductions ou des gels de salaires. Là encore les négociations ont une influence relativement limitée sur la formation des salaires, puisqu'en 1992 un salarié sur cinq seulement serait couvert par un accord salarial d'entreprise ou d'établissement.

Au total, le système de négociations entre partenaires sociaux a une influence limitée sur la détermination des évolutions salariales. Interrogés sur les principaux éléments pris en compte dans la détermination de ces évolutions, les employeurs citent en premier lieu la situation financière de l'entreprise et le maintien d'un bon climat social (72% et 64% des réponses respectivement). L'inflation vient ensuite (34%) et les recommandations de branche sont citées par 27% des employeurs seulement (Barreau et Brochard (2003)). Notons que les délégués syndicaux accordent plus d'importance que les employeurs à la négociation salariale.

Parallèlement au déclin des conventions collectives de branche, on observe une augmentation des écarts de salaire liés à l'entreprise. Mais si les recommandations de branche jouent un rôle limité dans la détermination des évolutions salariales, en revanche les hiérarchies qu'elles établissent semblent déterminantes pour la hiérarchie des salaires effectifs. En effet, 73% des employeurs disent y faire référence pour fixer la hiérarchie salariale (Barreau et Brochard (2003)). Dans la banque par exemple, l'écart moyen entre la rémunération totale effective et les minima conventionnels est de 90%, mais la corrélation entre la distribution des salaires réels et celle des minima conventionnels s'élève à 81%.

L'individualisation des salaires

Au cours des Trente Glorieuses la logique salariale en France s'inscrivait dans un type qualifié de fordiste, caractérisé par une détermination collective des salaires et de leur variation, en lien avec une définition précise des postes et de leur rémunération, et une indexation sur l'inflation et les gains de productivité anticipés. A partir de la fin des années 1970 cette logique est remise en cause au profit de mécanismes plus concurrentiels, et de nouveaux instruments de rémunération, destinés à donner plus de souplesse à la masse salariale, apparaissent. Deux changements majeurs sont à noter : une individualisation croissante des rémunérations, et un mode différent de répartition des gains de productivité, qui se fonde désormais plus sur les gains constatés, et moins sur les gains anticipés. Observables dans la grande majorité des entreprises, ces phénomènes sont particulièrement à l'œuvre dans les grandes entreprises du secteur tertiaire, qui ont connu des changements organisationnels en lien avec l'essor des nouvelles technologies.

L'individualisation des salaires se manifeste en premier lieu à travers la part décroissante des augmentations générales dans les variations du salaire de base. Le pourcentage d'entreprises n'ayant accordé que des augmentations générales diminue régulièrement depuis le milieu des années 1980, passant de 66% en 1986 à 46% en 1995, tandis que s'accroît la part des augmentations individualisées. Les catégories socio-professionnelles sont diversement touchées par ce mouvement : si les cadres sont très concernés, les augmentations générales gardent une part prépondérante (70 à 80%) dans l'évolution de la rémunération des salariés d'exécution.

L'augmentation de la part variable du salaire répond à la fois à l'objectif d'individualisation, et à celui d'une plus grande souplesse de la masse salariale, permettant une meilleure répartition des fluctuations conjoncturelles entre la rémunération des salariés et celle des employeurs. Il est en effet difficile pour ces derniers d'obtenir une baisse du salaire de base d'un employé : celui-ci figure dans le contrat de travail, et sa modification nécessite une révision du contrat en accord avec le salarié. La partie variable du salaire est par définition plus flexible. Ces compléments de salaire sont constitués de plusieurs éléments : primes,

intéressement, participation, Plans d'Épargne Entreprise. La part des primes dans la rémunération des salariés du secteur privé atteint 14% en 1996. La participation, obligatoire à partir de 50 salariés, bénéficie à plus de 3 millions de salariés. Le PEE reste l'apanage des plus grandes entreprises (5% environ des entreprises en dispo), avec des différences sectorielles importantes.

L'enquête Emploi ne permet pas d'isoler l'ensemble de la partie variable de la rémunération, mais seulement les primes annuelles (tableau 16). Comme attendu la part des salariés percevant une prime annuelle augmente avec le niveau de qualification. Les cadres sont les plus concernés ; nous retrouvons les résultats de Barreau et Brochard (2003) qui montrent que c'est vrai pour l'ensemble des éléments variables de la rémunération, à partir des résultats de l'enquête Relations Professionnelles et Négociations d'Entreprise 1998.

Tableau 16 : Salaire et primes annuelles

position hiérarchique	part des salariés percevant des primes annuelles	part moyenne des primes annuelles dans le revenu salarial total
cadres	70%	7%
prof. int.	68%	6%
employés	60%	5%
ouvriers	57%	4%
ensemble	62%	5%

Source : Enquête Emploi de 1994 à 2000. Salariés présents dans le même établissement deux années consécutives.

La part de ces compléments de salaire dans la rémunération totale apparaît fortement cyclique. Ainsi, la part des primes dans la masse salariale s'accroît à la fin des années 1980 et marque ensuite le pas. De même, le nombre d'accords d'intéressement est multiplié par 2 en l'espace de 3 ans, suite à l'ordonnance de 1986 qui assouplit son application. Mais dans la première moitié des années 90 le nombre d'accords nouveaux conclus, comme celui des renouvellements, diminue chaque année, tandis que s'accroît le pourcentage de salariés couverts par un accord qui ne reçoivent aucune prime.

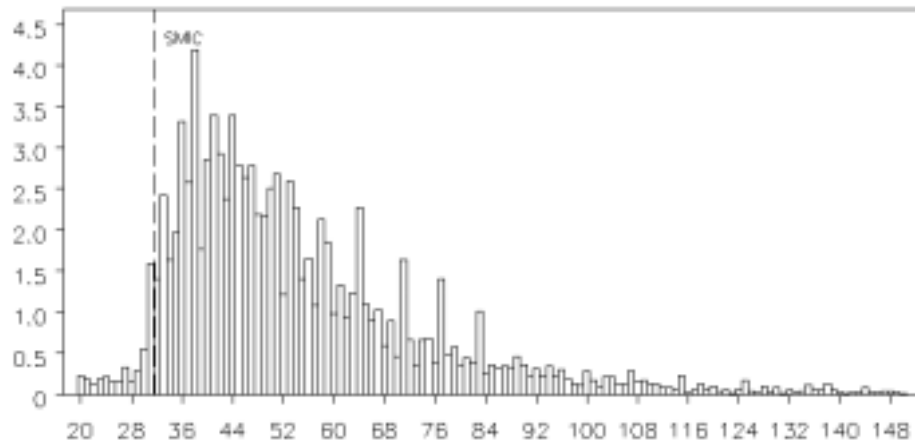
Distributions du salaire horaire

Les graphiques 6 et 7 représentent les distributions du niveau et du taux de croissance du salaire horaire en 1999 pour l'enquête Emploi, en 1998 pour les DADS et RF. La distribution pour les autres dates est similaire. On a reporté sur les graphiques le niveau et le taux de croissance du SMIC horaire net-net en mars 1999 pour l'enquête Emploi, en moyenne en 1998 pour les DADS et RF.

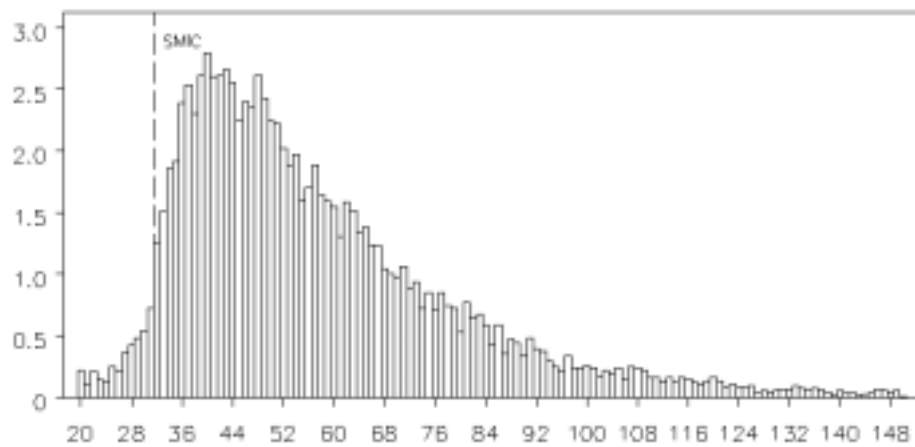
Comme pour le taux de croissance du salaire annuel, on observe dans l'enquête Emploi un pic de fréquence au niveau du taux de croissance du SMIC, moins visible dans RF et dans les DADS.

Graphiques 6 : Distributions du salaire horaire en niveau

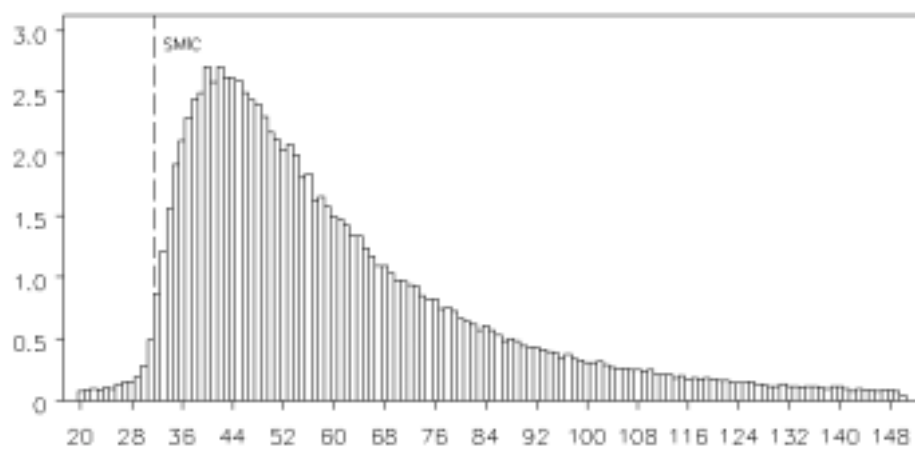
Enquête Emploi 1999



Revenus fiscaux 1998



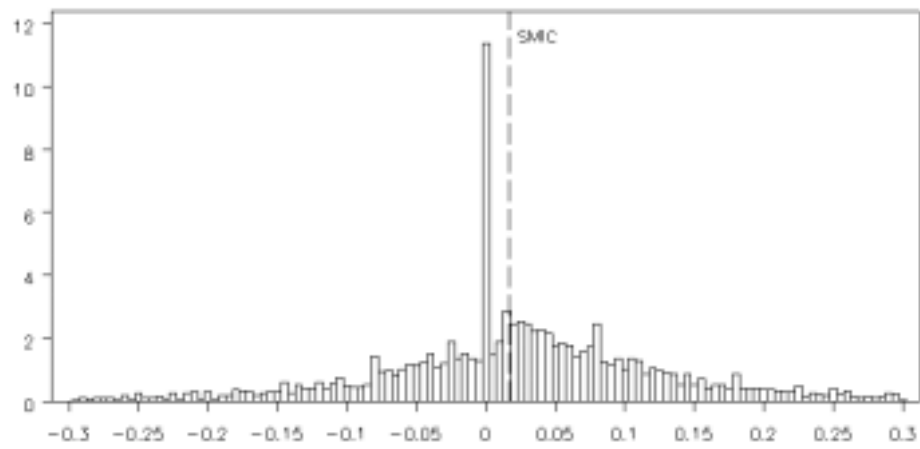
DADS 1998



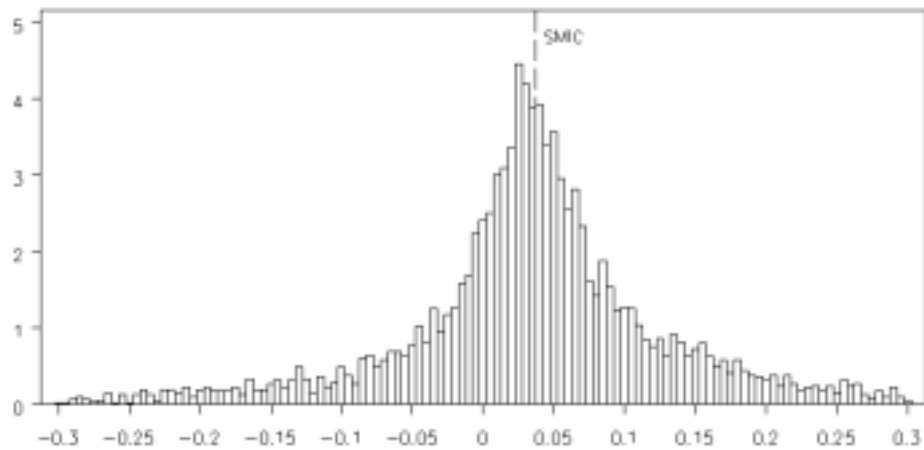
Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

Graphiques 7 : Distributions de l'évolution du salaire horaire

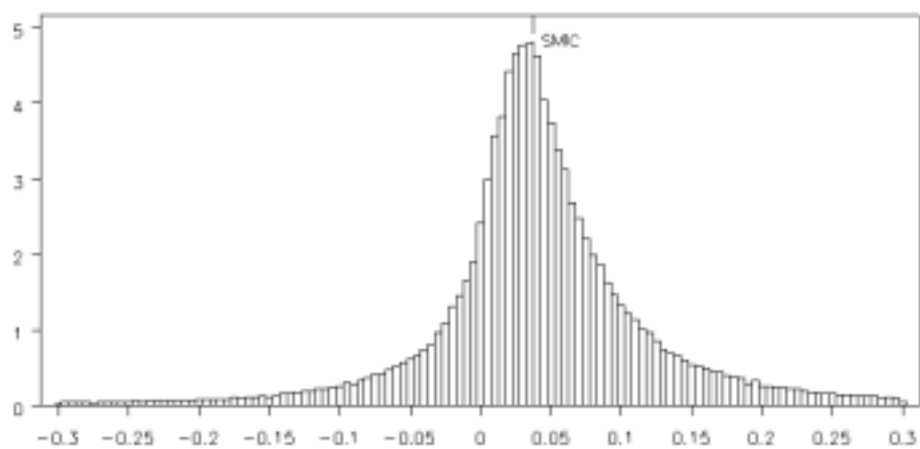
Enquête Emploi 1999



Revenus fiscaux 1998



DADS 1998



Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives - entreprises présentes dans les BRN.

