

Les salaires sont-ils rigides ? Le cas de la France à la fin des années 1990

Pierre Biscourp, Orietta Dessy, Nathalie Fourcade*

Les salaires sont rigides s'ils varient « moins qu'ils ne devraient », parce que des mécanismes économiques, des attitudes psychologiques ou des contraintes institutionnelles font obstacle à leur ajustement, en particulier à la baisse.

Les tests empiriques de rigidités à la baisse sont fragiles. Ils reposent sur des hypothèses *ad hoc* portant sur la forme qu'aurait la distribution des variations de salaires en l'absence de rigidités salariales. Sous les hypothèses standard, une proportion importante de variations nulles des salaires, associée à une faible proportion de baisses, est interprétée comme signalant l'existence de rigidités.

L'analyse menée pour la France à partir de quatre sources d'information sur les salariés à temps complet du secteur marchand suggère que l'application de ces tests à des données d'enquêtes auprès des ménages conduit à une forte surestimation de la rigidité des salaires. À partir de sources réputées fiables, on montre que les salaires sont très variables en France à la fin des années 1990. Chaque année, 20 à 30 % des salariés voient leur rémunération baisser. Les variations nulles d'une année sur l'autre sont rares. En revanche, les variations du salaire de base, qui n'incorpore pas les primes, présentent des caractéristiques compatibles avec la présence de rigidités. La variabilité des salaires serait ainsi pour partie due à celle des primes.

L'analyse suggère une autre forme de rigidités salariales, qui prend la forme d'un ajustement partiel des salaires aux chocs de productivité touchant les entreprises, ajustement plus marqué en cas de choc positif qu'en cas de choc négatif.

* Pierre Biscourp appartient à l'École Nationale de la Statistique et de l'Administration Économique, Orietta Dessy à l'Université Bocconi de Milan (fondation Rodolfo De Benedetti (FRDB)), Nathalie Fourcade au Service des Politiques macro-économiques et des Affaires européennes de la Direction Générale du Trésor et de la Politique économique (DGTPPE). Nous remercions Cédric Audenis qui a travaillé à une version antérieure de cet article, Arnaud Lefranc et Hubert Kempf qui l'ont discuté respectivement au cours d'un séminaire du D3E (Insee) et Fourgeaud (DGTPPE), Olivier Guillemain qui nous a apporté son aide pour l'utilisation de l'enquête Revenus fiscaux, et pour leurs remarques, Didier Blanchet, Éric Dubois, Pauline Givord, Stéphane Grégoir, Francis Kramarz, Guy Laroque et Sébastien Roux ainsi que deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique. Orietta Dessy remercie le CNRS et l'Université de Milan pour leur soutien financier. Les erreurs qui subsisteraient nous sont entièrement imputables. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les rigidités salariales se définissent comme tout mécanisme impliquant que les salaires varient *moins qu'ils ne devraient* (Smith, 2000).

La question de l'existence de rigidités nominales à la baisse des salaires connaît un regain d'intérêt depuis que l'inflation est stabilisée à un niveau faible dans les pays développés. Lorsque l'inflation est forte, les entreprises n'ont pas besoin de réviser les salaires nominaux à la baisse pour réduire les salaires réels. Lorsqu'elle est faible, en revanche, l'existence de rigidités nominales fait obstacle à la baisse du salaire réel. Les entreprises sont alors incitées à répondre à un ralentissement de leur activité par des licenciements. Selon l'expression de Tobin (1972), l'inflation permettrait ainsi de « mettre de l'huile dans les rouages » du marché du travail.

L'analyse présentée dans cet article concerne la fin des années 1990, période durant laquelle l'inflation est stable à un niveau faible.

D'un point de vue théorique, l'existence de rigidités nominales est *a priori* peu compatible avec l'hypothèse de rationalité des agents, qui devraient s'intéresser à leur revenu réel plutôt qu'à leur revenu nominal. Cependant, au-delà de l'abstraction que constitue *l'homo oeconomicus*, des motifs d'ordre cognitif, psychologique, sociologique ou institutionnel peuvent justifier l'existence de freins à la variation des salaires nominaux : intérêt des salariés pour leur salaire relatif (Keynes, 1936), baisses de salaire considérées comme injustes (Bewley, 1999), existence de délais fixes entre deux périodes de renégociation des salaires.

La plus grande partie de la littérature récente a toutefois pour objet le problème de la mesure de l'étendue des rigidités salariales à partir de données microéconomiques, plutôt que l'explication de ces rigidités.

L'identification des rigidités salariales suppose qu'on puisse caractériser les variations de salaires qui *seraient observées en l'absence de rigidités*. En pratique, on effectue pour cela des hypothèses sur la forme de cette distribution (l'hypothèse la plus répandue est qu'elle est lisse et symétrique autour de la médiane), ou on utilise une information plus riche pour modéliser le salaire « notionnel » qui serait négocié par les agents en l'absence de rigidités. Ces hypothèses identifiantes sont souvent appelées « contre-factuelles ».

Les résultats des analyses de l'ampleur des rigidités salariales dépendent de manière très importante :

- de la qualité des données utilisées, en d'autres termes de la présence et de la forme d'erreurs de mesure dans les sources statistiques relatives aux salaires ;
- des hypothèses contre-factuelles.

Données d'enquêtes et erreurs de mesure

Parmi les sources d'information sur les salaires, il faut distinguer les fichiers administratifs et les enquêtes statistiques. Les premiers sont constitués par ou pour le compte de l'administration fiscale et font l'objet de contrôles qui peuvent être suivis de sanction en cas d'irrégularité constatée. Ces caractéristiques garantissent un niveau de qualité élevé, même si la fraude ne peut être entièrement éliminée. Les enquêtes sont quant à elles collectées dans un but d'analyse statistique. Dans les enquêtes auprès des ménages, comme l'enquête *Emploi*, le salaire n'est en général pas la principale variable d'intérêt. On ne peut donc s'attendre à ce que ce type de source fournisse une mesure du salaire de qualité comparable aux précédentes. Or, les données d'enquête ont été fréquemment utilisées, souvent faute d'alternative, pour analyser la rigidité des salaires. La façon dont les erreurs de mesure sont prises en compte conditionne alors en grande partie le résultat obtenu.

La littérature récente prend acte des difficultés soulevées par la présence d'erreurs de mesure (Nickell et Quintini, 2003). Dans l'absolu, on préfère ainsi utiliser des sources administratives, moins sujettes à de telles erreurs. La modélisation de ces dernières est, en effet, complexe et fragilise les résultats. Il reste néanmoins important de documenter leur forme et leurs conséquences s'agissant de l'analyse des rigidités salariales.

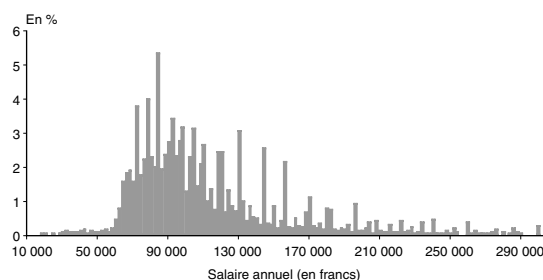
Des études de validation sur données américaines ont permis de mieux connaître la forme des erreurs de mesure sur les salaires. Elles consistent à « vérifier » les déclarations des salariés en les confrontant à des sources réputées fiables : sources administratives ou bulletins de salaire (cf. Bound, Brown et Mathiowetz, 2001).

Pour étudier et caractériser l'erreur de mesure dans les enquêtes françaises, on utilise l'enquête *Emploi* et deux sources administratives : l'enquête *Revenus fiscaux* et les *Déclarations Annuelles de Données Sociales* – les *DADS*. L'analyse porte sur les salariés à temps complet du secteur marchand dans tout l'article (cf. annexe 1).

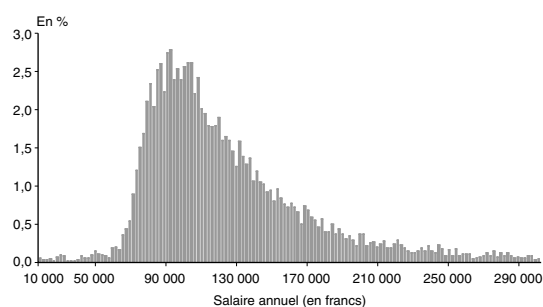
La forme de la distribution du salaire annuel toutes primes comprises varie peu au cours

Graphique I
Distributions du salaire annuel

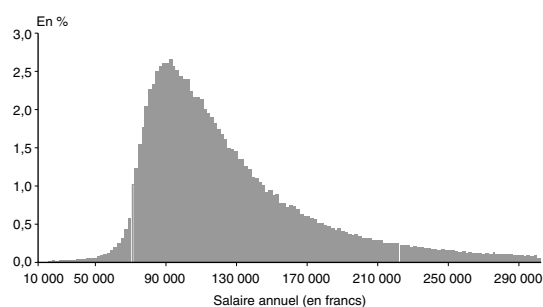
A - Enquête *Emploi* 1999



B - Revenus fiscaux 1998



C - DADS 1998



Lecture : Le pas de l'histogramme est de 2 000 francs ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion de salaires compris entre n et $n + 2 000$ francs. Dans la partie A du graphique (enquête *Emploi*), le salaire annuel en francs est calculé à partir du salaire mensuel déclaré en mars 1999. On aurait également pu utiliser pour cela le salaire mensuel déclaré en mars 1998 (cf. encadré 1). Champ : salariés du secteur privé à temps complet présents dans le même établissement deux années consécutives – entreprises présentes dans les BRN. Sources : enquêtes *Emploi* et *Revenus fiscaux*, DADS.

du temps. Les distributions des *Déclarations Annuelles de Données Sociales* et des *Revenus fiscaux* sont très proches, ce qui corrobore l'hypothèse selon laquelle les deux sources donnent la même mesure du salaire, *i.e.* sa valeur exacte (cf. graphique I).

L'enquête *Revenus fiscaux* peut être appariée à l'enquête *Emploi*, ce qui permet de comparer, pour un même salarié, le salaire déclaré à l'enquête *Emploi* et celui issu de sa déclaration fiscale. L'hypothèse selon laquelle le salaire issu des fichiers fiscaux est exact permet alors d'interpréter l'écart entre les deux mesures comme l'erreur découlant du comportement de déclaration des salariés dans l'enquête *Emploi* (cf. encadré 1).

L'erreur de mesure se caractérise en premier lieu par un comportement d'arrondi dans les réponses des ménages. Les salaires déclarés dans l'enquête *Emploi* sont très concentrés sur des chiffres arrondis : 40 % des salaires mensuels (hors primes annuelles) sont des multiples de 1000 francs, 57 % sont des multiples de 500 francs et 85 % des multiples de 100 francs (1). Aucune concentration de ce type n'est observée dans les *DADS* et les *Revenus fiscaux*.

Ce résultat est conforme à ceux obtenus sur données américaines ou britanniques : Pischke (1995), montre à partir d'une étude de validation que 90 % des répondants au *Panel Study of Income Dynamics* (enquête auprès des ménages américains) (2) déclarent un multiple de 100 dollars US pour leur salaire annuel. Il montre également que les enquêtés tronquent leur salaire plutôt qu'ils ne l'arrondissent. Sur données britanniques, Smith (2000) montre que 36 % des répondants au *British Household Panel Survey* qui n'ont pas consulté leur feuille de paie pour remplir le questionnaire, déclarent un salaire mensuel multiple de 50 livres sterling, contre 11 % des personnes dont la réponse a été vérifiée.

L'erreur de mesure est ensuite corrélée à la vraie valeur du salaire, ainsi qu'aux variables explicatives classiques des équations de salaire, ce qui rend l'estimation de leurs coefficients non convergente (cf. annexe 2).

1. Les pourcentages sont cumulés afin de prendre en compte le fait que déclarer un multiple de 1 000 revient peut-être, en fonction de la vraie valeur du salaire, à arrondir à 100 francs près.
2. Cette étude a été effectuée en comparant les réponses des salariés d'une entreprise aux fichiers de cette entreprise.

De nouveau, ce résultat est conforme à ceux obtenus par les études de validation réalisées pour d'autres pays (cf. par exemple Bound et Krueger, 1991 pour l'enquête *Current Population Survey* appariée avec les fichiers du *Social Security Administration* ; Bound et al., 2001).

Ces propriétés sont donc assez éloignées des hypothèses « classiques » d'indépendance des erreurs de mesure par rapport aux variables expliquées et explicatives. Elles sont *a fortiori* très éloignées de la modélisation la plus souvent retenue, selon laquelle l'erreur vérifie toutes ces propriétés et suit une loi normale (utilisée par exemple dans Altonji et Devereux, 2000).

Il n'existe pas d'indice que des rigidités empêchent la baisse des salaires...

L'identification des rigidités suppose de comparer la variation effective des salaires à ce qu'elle aurait dû être en l'absence de rigidités. Il est extrêmement difficile de savoir comment les salaires auraient dû évoluer. Selon la théo-

rie microéconomique standard, le salaire est lié à la productivité du salarié et à son salaire de réserve, qui dépend en particulier du taux de chômage, mais aucun modèle de salaire notionnel ne fait l'objet d'un consensus.

Sans doute pour cette raison, la démarche la plus courante dans les travaux micro-économiques consiste à reconstruire la distribution contre-factuelle sans autre information que la distribution observée. L'hypothèse la moins forte consiste à supposer que la distribution contre-factuelle est lisse (3). Sous cette hypothèse, une forte densité des variations de salaires à la valeur zéro (pic de fréquence en zéro) suggère l'existence de rigidités nominales, alors qu'un pic au niveau du taux d'inflation traduit l'existence de rigidités réelles (cf. encadré 2).

3. Cette hypothèse est justifiée par le fait qu'une économie est constamment soumise à un ensemble de chocs technologiques et de chocs de demande, qui doivent affecter la productivité et plus généralement les conditions dans lesquelles les salaires sont négociés.

Encadré 1

APPARIEMENT ENQUÊTE EMPLOI / REVENUS FISCAUX ET PÉRIODE DE MESURE

Sur la période étudiée, le salaire de l'enquête *Emploi* étant mensuel, la comparaison entre enquête *Emploi* et *Revenus fiscaux* 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 *Revenus fiscaux* 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 non dans la déclaration de l'enquête *Emploi*, relative à la seule profession principale.

Comme dans Hagnéré et Lefranc (2002), on interprète alors l'écart entre l'une des valeurs déclarées à l'enquête *Emploi* 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* :

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

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

où W_n est le logarithme du salaire annuel obtenu à partir du salaire déclaré en mars n à l'enquête *Emploi*,

W_n^* est le logarithme du 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 ,

v_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, v_{n+1} est en moyenne positif, et v_n négatif. Si l'on suppose que les caractéristiques de l'erreur de mesure dans l'enquête *Emploi* dues au décalage temporel sont constantes dans le temps, le raisonnement par comparaison entre deux distributions permet de faire abstraction de cette partie du second terme d'erreur (cf. graphique II).

Dans l'article, on considère que la variation du salaire la plus pertinente pour l'analyse de la rigidité salariale est celle du salaire moyen entre deux années consécutives, et on compare les taux de croissance sur un même intervalle d'un an. L'« erreur de mesure » sur le salaire de l'enquête *Emploi* recouvre ainsi à la fois l'erreur de déclaration proprement dite et le fait qu'un seul salaire mensuel est disponible.

D'une manière générale, les distributions des taux de croissance des salaires issus des *DADS* comme des enquêtes *Revenus fiscaux* apparaissent relativement lisses : elles ne présentent pas de densité particulièrement élevée en certains points (cf. graphique II).

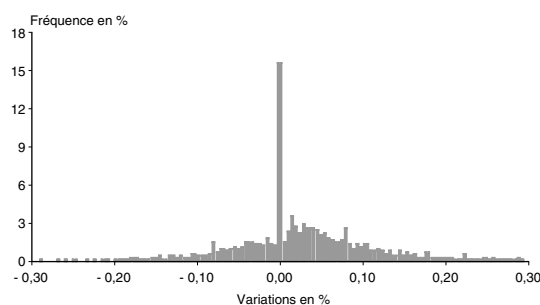
Le faible nombre de variations nulles du salaire dans les *DADS* et les *Revenus fiscaux* contraste avec leur forte proportion dans l'enquête *Emploi* (cf. tableau 1 et graphique II). Sous l'hypothèse que les sources administratives fournissent la vraie valeur du salaire, la part élevée de salaires

stables d'une année sur l'autre dans l'enquête *Emploi* s'explique donc par les erreurs de mesure. Dès lors, il n'existe aucun indice de la présence de rigidités empêchant purement et simplement une partie significative des baisses de salaires.

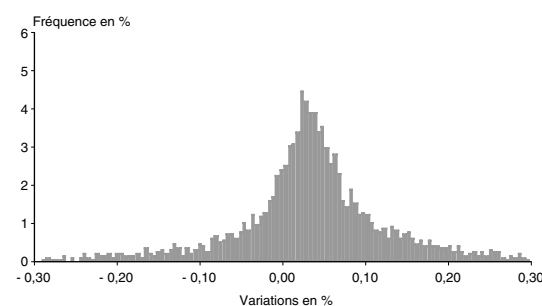
Les personnes dont le salaire déclaré à l'enquête *Emploi* est stable d'une année sur l'autre donnent majoritairement à chaque date une valeur « ronde » de leur salaire. C'est ce que montre le graphique III, qui met en regard les distributions des évolutions des salaires lorsque la déclaration de salaire mensuel dans l'enquête *Emploi*

Graphique II
Distributions du taux de croissance du salaire

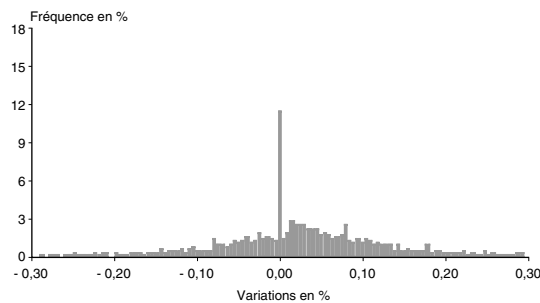
A - Enquête *Emploi* 1999/1998 (salaire mensuel)



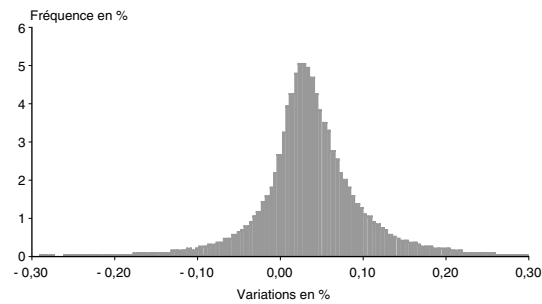
D - Enquêtes *Revenus fiscaux* 1998/1997 (salaire horaire)



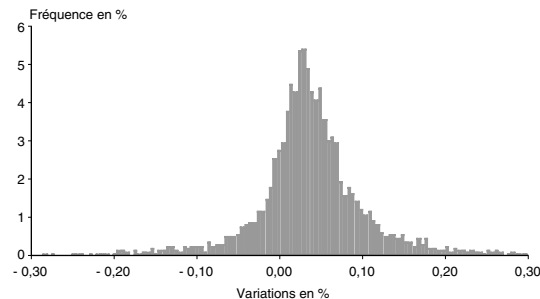
B - Enquête *Emploi* 1999/1998 (salaire horaire)



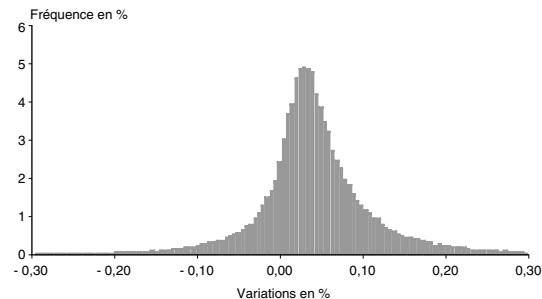
E - *DADS* 1998/1997 (salaire annuel)



C - Enquêtes *Revenus fiscaux* 1998/1997 (salaire annuel)



F - *DADS* 1998/1997 (salaire horaire)



Lecture : Le pas de l'histogramme est de 0,5 % ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion de taux de croissance du salaire compris entre n et $n + 0,005$.

Dans les parties A et B du graphique (enquête *Emploi*), le taux de croissance du salaire est calculé à partir des salaires mensuels déclarés en mars 1999 et en mars 1998. On aurait également pu utiliser pour cela les salaires déclarés en mars 1998 et en mars 1997. Si la différence de période de mesure entre l'enquête *Emploi* d'une part, l'enquête *Revenus fiscaux* et les *DADS* de l'autre, 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 (cf. encadré 1).

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

Sources : enquêtes *Emploi* et *Revenus fiscaux*, *DADS*.

est un multiple de 100 francs aux deux dates ou non (4). Pour les salariés ne déclarant pas de salaire multiple de 100 francs à l'une des deux dates, on n'observe aucun pic de fréquence en zéro dans la distribution des taux de croissance des salaires (cf. graphique III).

Les proportions d'individus connaissant une baisse de leur salaire mensuel, quelle que soit l'année, sont comparables entre l'enquête *Emploi*, les enquêtes *Revenus fiscaux* et les *DADS* (entre 20 % et 30 % suivant l'année), même si la proportion de baisses importantes est plus forte dans l'enquête *Emploi* (cf. tableau 1). Ces résultats rejoignent ceux de Bonnet, Dubois, Goux, Schneider et Martin (1997).

Les distributions du taux de croissance du salaire horaire ont enfin des caractéristiques proches

de celles du salaire annuel (cf. tableau 2). La mesure des heures pose des problèmes spécifiques (cf. annexe 1), néanmoins il semble que les baisses de salaire sont loin de se résumer à une réduction de la durée travaillée, à salaire horaire constant.

... sinon pour le salaire de base

Le salaire de base est un élément du contrat de travail, qui ne peut être révisé à la baisse sans le consentement du salarié. On peut donc supposer qu'il est relativement rigide et que ce sont en grande partie les primes qui réalisent l'ajuste-

4. Dans l'enquête *Emploi*, 82 % des salaires mensuels sont déclarés à 100 francs près aux deux dates. Les valeurs arrondies sont à l'inverse pratiquement inexistantes dans les *DADS* et les *Revenus fiscaux*.

Encadré 2

RIGIDITÉS SALARIALES ET PICS DE FRÉQUENCE DANS LA DISTRIBUTION DES TAUX DE CROISSANCE DES SALAIRES : REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans la littérature, l'analyse porte sur les salariés restant dans la même entreprise entre deux dates consécutives. Le salaire considéré n'est en général pas le salaire horaire de base, mais un salaire annuel, mensuel, hebdomadaire ou encore horaire. Il inclut souvent les primes. Les heures travaillées et les primes peuvent ainsi contribuer sensiblement à la variabilité observée.

Ces travaux montrent que la distribution des variations nominales du salaire présente une forte densité à la valeur zéro (un pic en zéro) dans toutes les données d'enquête auprès des ménages. L'accumulation en zéro est de plus faible ampleur dans les sources administratives, voire inexistante. Le fait que sa présence puisse s'expliquer par des erreurs de mesure incite à la prudence quant à l'interprétation de ce pic comme la preuve de l'existence de rigidités nominales. Par ailleurs, la proportion de baisses de salaire est toujours élevée quelle que soit la nature de la source (à l'exception de certaines études portant sur de petits échantillons peu représentatifs, par exemple Altonji et Devereux (2000) ou Akerlof, Dickens et Perry (1996)), ce qui indique une certaine flexibilité des salaires.

McLaughlin (1994) montre sur données américaines (celles du *Panel Study of Income Dynamics*), qu'en moyenne sur la période 1976-86, 7 % des personnes ne changeant pas d'entreprise ont un salaire nominal constant, 17 % voient leur salaire nominal baisser et 43 % voient leur salaire réel baisser entre deux années consécutives. McLaughlin conclut que les salaires aux États-Unis sont flexibles.

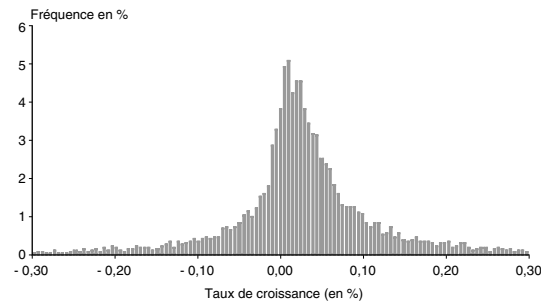
En utilisant les mêmes données, mais en les étudiant année par année, Card et Hyslop (1997) montrent que le pourcentage de variations nulles varie de 6 à 10 % en période de forte inflation (fin des années 1970) et qu'il est compris entre 15 % et 20 % en période d'inflation faible (milieu des années 1980). Ils obtien-

ent des chiffres comparables en utilisant le *Current Population Survey*. À partir de l'enquête de validation réalisée sur cette dernière source, ils montrent que lorsque l'inflation est proche de 5 %, les variations nulles représentent 18 % des observations environ, dont 4 à 5 points seulement sont dus aux erreurs d'arrondi. Ils concluent à la présence d'importantes rigidités des salaires, même si 15 à 20 % des salariés voient leur salaire baisser chaque année. Selon Card et Hyslop, entre le quart et la moitié des salariés qui auraient dû connaître une baisse de salaire, ont un salaire constant d'une année sur l'autre. Ce résultat est obtenu sous trois hypothèses identifiantes. Tout d'abord, en l'absence de rigidités la distribution des variations des salaires serait symétrique autour de la médiane. Ensuite, la partie de la distribution supérieure à la médiane n'est pas affectée par les rigidités et enfin, les rigidités n'ont pas d'impact sur l'emploi. La distribution contre-factuelle est alors simplement reconstruite en reproduisant à gauche de la médiane la distribution observée à sa droite.

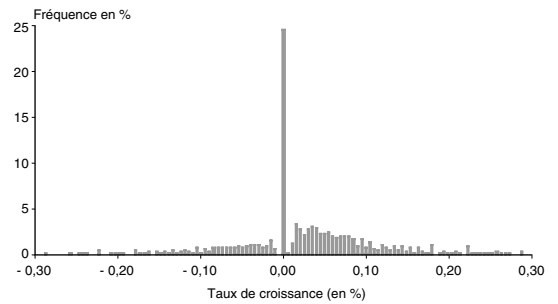
Smith (2000) étudie l'impact des erreurs d'arrondi sur la forme de la distribution des variations de salaire. Cette étude utilise le *British Household Panel Survey* sur la période 1991-1996. Cette source permet de savoir si les enquêtés ont répondu au questionnaire en consultant leur feuille de paie. En moyenne, 23 % des salariés ne changeant pas d'emploi, et 19 % des salariés ne changeant ni d'emploi ni de temps de travail et ne recevant pas de primes, voient leur salaire baisser entre deux années consécutives. Les salariés qui ont utilisé leur feuille de paie déclarent moins de baisses de salaire (18 %) mais aussi moins de salaires nominaux constants (5,6 % contre 9 % pour l'ensemble de l'échantillon). Smith conclut que les erreurs de mesure accroissent la rigidité observée (elles augmentent la proportion de variations nulles) mais aussi la flexibilité observée (elles accroissent le pourcentage de variations négatives).

Graphique III
Taux de croissance du salaire mensuel (enquête *Emploi*)

A - Pour les salaires non multiples de 100 francs aux deux dates



B - Pour les salaires multiples de 100 francs aux deux dates



Lecture : Le pas de l'histogramme est de 0,5 % ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion de taux de croissance du salaire compris entre n et $n + 0,005$.

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

Source : enquête *Emploi*.

Tableau 1
Proportions de variations du salaire annuel nulles, négatives et fortement négatives

En %

	Enquête <i>Emploi</i>			Enquêtes <i>Revenus fiscaux</i>			DADS		
	Part des variations			Part des variations			Part des variations		
	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives
1995	12	28	16				0	16	7
1996	13	29	17				0	32	12
1997	12	28	16				0	21	9
1998	12	25	15	0	20	8	0	21	9
1999	15	28	16	0	20	8	0	31	11
2000	14	27	15	0	28	10	0	26	10

1. Variation strictement égale à zéro.

Lecture : une variation fortement négative est inférieure à - 5 %.

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

Sources : enquêtes *Emploi*, *Revenus fiscaux* et DADS.

Tableau 2
Proportions de variations du salaire horaire nulles, négatives et fortement négatives

En %

	Enquête <i>Emploi</i>			Enquêtes <i>Revenus fiscaux</i>			DADS		
	Part des variations			Part des variations			Part des variations		
	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives	Nulles (1)	Négatives	Fortement négatives
1995	9	32	20				0	16	8
1996	9	33	21				0	32	13
1997	8	32	20				0	21	9
1998	8	30	19	0	27	15	0	21	9
1999	10	32	20	0	26	14	0	27	10
2000	7	26	16	0	27	14	0	19	8

1. Variation strictement égale à zéro.

Lecture : une variation fortement négative est inférieure à - 5 %.

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

Sources : enquêtes *Emploi*, *Revenus fiscaux* et DADS.

ment des salaires à la baisse (5). Or, les sources utilisées précédemment ne permettent pas d'isoler les primes, à l'exception des primes annuelles pour l'enquête *Emploi* (cf. annexe 1).

Le fait que l'ajustement porte sur le salaire de base ou sur les primes n'est pas neutre. Si le salaire de base est effectivement rigide à la baisse, on peut penser qu'après une 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.

Depuis le début des années 1990, la part des primes dans la rémunération (hors participation et intéressement) est relativement stable autour de 13 % (6) (Seguin, 2005 ; Brizard, 2000). Leur structure s'est toutefois modifiée : la part des primes liées au salaire de base (comme le 13^e mois, la prime de fin d'année et de rentrée) a connu une baisse tendancielle (de 40 % des primes en 1992 à 37 % en 2003). La part des primes liées aux contraintes de poste ou à la famille a augmenté de 8 points entre 1992 et 1998 (probablement en lien avec le développement du travail de nuit, de week-end ou en équipe, cf. encadré 3), et diminué ensuite : comme les précédentes, ces primes sont de plus en plus souvent incluses dans le salaire de base. En revanche, la part des primes liées à la performance individuelle ou collective, stable à 19 % jusqu'en 1997, a augmenté jusqu'à 25 % entre 1998 et 2001 sous l'effet d'une conjoncture favorable, et s'est stabilisée ensuite. La part des primes dans la rémunération des différents groupes professionnels est relativement proche : en 2003 elle est de 12 % pour les employés et les cadres, 13 % pour les ouvriers et les professions intermédiaires.

Parmi les sources françaises sur les salaires, seule l'enquête *Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Œuvre (Acemo)* permet de décrire l'évolution du salaire de base. On dispose au niveau de l'établissement des salaires de base bruts de seize catégories de salariés classés par catégorie professionnelle et par niveau au sein de ces dernières. L'enquête fournit en outre jusqu'en 1997 un salaire horaire mensuel de base par catégorie professionnelle (cf. annexe 1).

La distribution du taux de croissance du salaire de base (en glissement annuel pour un même trimestre, une même catégorie et un même niveau), montre une proportion élevée de variations nulles

pour les salaires mensuel et horaire, ainsi qu'une concentration au niveau du taux d'inflation, ce qui suggère la présence de rigidités nominales et réelles pour le salaire de base (cf. graphique IV, les distributions étant proches pour chaque trimestre, on n'a représenté que le 1^{er} trimestre de 1997). Ainsi, la flexibilité observée dans les *DADS* et *Revenus fiscaux* serait en partie liée à l'existence de primes. L'enquête *Acemo* n'est pas une source administrative, elle est donc susceptible d'être entachée d'erreurs de mesure, en particulier d'arrondis dans les déclarations, au même titre que l'enquête *Emploi*. Cependant la part des salaires multiples de 100 francs aux deux dates est faible dans les *Acemo* (7 % seulement). Les distributions diffèrent encore fortement selon que le salaire est arrondi ou pas, mais le pic de fréquence en zéro demeure dans les déclarations non arrondies (cf. graphique V).

Une autre source d'erreur provient du fait que ce n'est pas nécessairement le salaire de base d'un même salarié qui est observé à différentes dates, mais le salaire de base associé à un poste, qui a pu être occupé successivement par des personnes différentes. Cette caractéristique des *Acemo* devrait toutefois constituer une source supplémentaire de variation du salaire, conduisant à sous-estimer la rigidité du salaire de base. Elle ne remet donc pas en cause *a priori* le diagnostic de plus grande rigidité du salaire de base par rapport au salaire primes comprises.

Contrairement au cas de l'enquête *Emploi*, on ne dispose pas pour l'enquête *Acemo* d'un appariement fournissant, sous des hypothèses raisonnables, la vraie mesure du salaire. En l'absence d'une telle possibilité de validation, on ne peut formuler un diagnostic définitif sur le rôle des primes dans l'ajustement des salaires. Tout au plus peut-on dire que les données des enquêtes *Acemo* suggèrent que la variation des primes contribue à la flexibilité des salaires. Dès lors que l'on ne dispose pas d'une source permettant une description robuste au niveau du salarié de l'évolution du salaire de base, il a été jugé préférable d'utiliser dans la suite de l'analyse le salaire primes comprises, et en particulier la source administrative fournissant le plus grand nombre d'observations, les *DADS*.

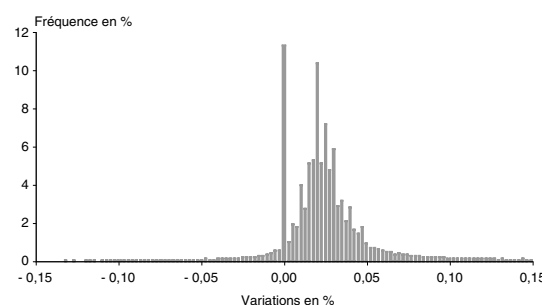
5. Toutefois les augmentations du salaire de base au cours de la carrière sont parfois informelles, i.e. ne s'accompagnent pas de la signature d'avenants au contrat de travail. Dans ce cas le salaire de base peut être revu plus facilement à la baisse, dans la mesure où il reste supérieur au salaire initial mentionné dans le contrat.

6. La part des heures supplémentaires dans la rémunération est également stable sur la même période, et proche de 1 %.

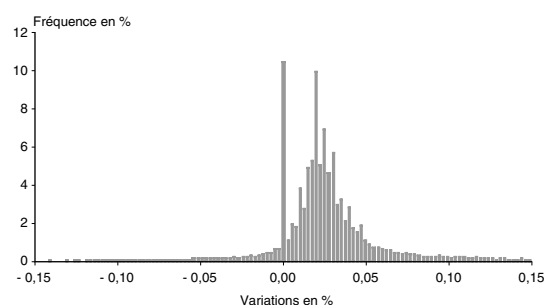
Graphique IV

Évolution du salaire brut de base (au 1^{er} trimestre 1997)

A - Salaire mensuel



B - Salaire horaire



Lecture : Le pas de l'histogramme est de 0,25 % ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion de taux de croissance du salaire brut de base compris entre n et $n + 0,0025$.

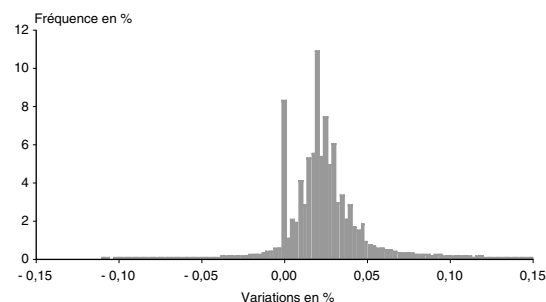
Champ : catégories de salarié (catégorie socioprofessionnelle + niveau) présentes dans l'établissement aux 1^{er} trimestre de deux années consécutives ; entreprises présentes dans les BRN.

Source : enquêtes Acemo.

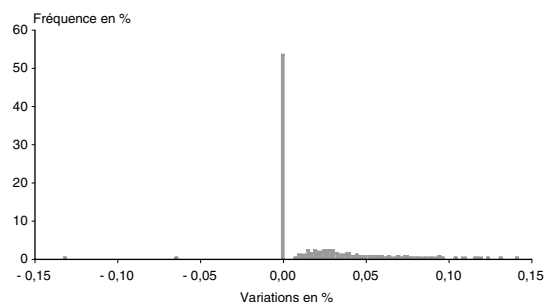
Graphique V

Taux de croissance du salaire brut de base mensuel (au 1^{er} trimestre 1997)

A - Pour les salaires non multiples de 100 francs aux deux dates



B - Pour les salaires multiples de 100 francs aux deux dates



Lecture : Le pas de l'histogramme est de 0,25 % ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion de taux de croissance du salaire brut de base compris entre n et $n + 0,0025$.

Champ : catégories de salarié (catégorie socioprofessionnelle + niveau) présentes dans l'établissement aux 1^{er} trimestres de deux années consécutives ; entreprises présentes dans les BRN.

Source : enquêtes Acemo.

Encadré 3

BAISSES DE SALAIRE ET CONDITIONS DE TRAVAIL

Les variations du salaire peuvent se justifier par des changements des conditions de travail. L'enquête *Emploi* mesure le caractère décalé des horaires (travail le soir, la nuit, le samedi, le dimanche, horaires alternants) : le passage à des horaires moins décalés peut s'accompagner d'une baisse du salaire nominal. Elle indique également la profession. Un quart des salariés restant dans la même entreprise change ainsi de profession chaque année.

Les baisses de salaire observées ne se résument cependant pas à des changements des conditions

de travail. Le pourcentage de baisses de salaire parmi les salariés qui ne connaissent ni variation du nombre d'heures travaillées ou de la profession, ni variation dans le caractère décalé ou non des horaires pour les enquêtes *Emploi* et *Revenus fiscaux*, est élevé : un quart environ dans l'enquête *Emploi* et entre 15 et 30 % dans les enquêtes *Revenus fiscaux* selon les années. Ces pourcentages sont néanmoins plus faibles que ceux obtenus sur l'ensemble de l'échantillon, de un point en moyenne pour les enquêtes *Revenus fiscaux*, et deux points pour l'enquête *Emploi*.

Rigidités salariales et ajustement des salaires aux variations de productivité du travail dans l'entreprise

L'analyse non conditionnelle des variations de salaire ne fournit aucun indice de la présence de rigidités pour le salaire primes comprises. Cela n'exclut pas l'existence de rigidités prenant une forme plus subtile que celle qu'il est possible d'identifier dans l'approche précédente. On cherche maintenant à tester l'hypothèse selon laquelle les rigidités salariales n'empêchent pas purement et simplement une certaine proportion

des baisses de salaires, mais se traduisent par un ajustement partiel du salaire aux variations de la productivité, ajustement plus complet en cas de choc positif qu'en cas de choc négatif. En d'autres termes, on s'intéresse à la manière dont les évolutions salariales sont atténuées, et non pas empêchées, par les rigidités.

Cette approche économétrique s'apparente à celle d'Altonji et Devereux (2000), qui modélisent le salaire notionnel à partir d'informations sur les caractéristiques du salarié et du marché du travail (cf. encadré 4).

Encadré 4

LE MODÈLE D'ALTONJI ET DEVEREUX

Altonji et Devereux (2000) distinguent le salaire notionnel w_{it}^* (le salaire optimal en l'absence de rigidités à la période t), le salaire effectif w_{it}^0 et le salaire observé avec erreur w_{it} soit $w_{it} = w_{it}^0 + u_{it}$ (les variables sont écrites en logarithmes). Le salaire notionnel est modélisé en fonction de variables explicatives x_{it} : $w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$, les variables retenues étant le niveau d'éducation, l'expérience, l'ancienneté, le niveau des prix, le taux de chômage local, le sexe, la couleur de la peau, le statut marital, ainsi qu'une tendance temporelle et une indicatrice pour les habitants du sud des États-Unis.

La variation effective du salaire dépend du salaire notionnel de la manière suivante :

$$w_{it}^0 - w_{it-1}^0 \begin{cases} w_{it}^* - w_{it-1}^0 & \text{si } 0 \leq w_{it}^* - w_{it-1}^0 \\ 0 & \text{si } -\alpha < w_{it}^* - w_{it-1}^0 < 0 \\ \lambda + w_{it}^* - w_{it-1}^0 & \text{si } w_{it}^* - w_{it-1}^0 \leq -\alpha \end{cases}$$

Si le salaire désiré est supérieur au salaire effectif de la date précédente, la croissance du salaire est égale à la variation désirée. Les rigidités nominales empêchent les variations négatives d'ampleur limitée (inférieures à α), et elles atténuent les variations négatives plus fortes, λ étant le coefficient d'atténuation.

Ce modèle englobe les cas particuliers de parfaite flexibilité ($\alpha = \lambda = 0$) et de parfaite rigidité (α tend vers l'infini et λ est indéterminé), et permet de tester les modèles les uns contre les autres.

Les auteurs retiennent une erreur de mesure « classique », et proposent deux spécifications :

- l'erreur suit une loi normale *i.i.d.* et est indépendante des autres variables du modèle ;

- l'erreur suit cette loi avec une probabilité $(1 - p)$, et elle est nulle avec une probabilité p . Cette deuxième spécification est cohérente avec les résultats d'enquêtes

de validation selon lesquelles une proportion non négligeable d'enquêtés fournit une valeur exacte du salaire.

Altonji et Devereux montrent que les erreurs de mesure peuvent expliquer la quasi-totalité des baisses de salaire observées. Les tests du rapport de vraisemblance indiquent que le modèle global est préférable aux modèles de parfaite flexibilité et de parfaite rigidité, mais que ce dernier est préférable au modèle de parfaite flexibilité. Toutefois, le pouvoir explicatif du modèle est faible, les estimations sont fragiles et les conclusions dépendent grandement des spécifications retenues.

En effet, une telle procédure est fragile dans la mesure où aucun modèle de détermination du salaire notionnel ne fait l'objet d'un consensus, et où on observe rarement l'ensemble des déterminants du salaire. Il est ainsi préférable de modéliser la variation du salaire notionnel, et non plus son niveau :

$$w_{it}^* - w_{it-1}^* = x_{it}\theta + \varepsilon_{it}$$

Cette approche est retenue par Beissinger et Knoppik (2003) et Fehr et Goette (2005). Leurs résultats sont qualitativement proches de ceux d'Altonji et Devereux, puisqu'ils montrent que les salaires sont rigides en Allemagne et en Suisse, et que la plupart des baisses de salaire observées correspondent à des erreurs de mesure.

Les modèles économétriques de variation des salaires publiés jusqu'ici présentent deux principales limites. D'une part, les données utilisées sont généralement des données d'enquêtes, et quand les erreurs de mesure sont prises en compte, elles le sont à l'aide des hypothèses usuelles de normalité et d'indépendance, dont nous montrons qu'elles correspondent mal à la réalité. D'autre part, les variables explicatives dont disposent les auteurs sont incomplètes car manquent, en particulier, des informations relatives à la situation des entreprises dans lesquelles les salariés travaillent, qui constitue un déterminant important des évolutions salariales.

Étant donné l'absence de pic de fréquence en zéro dans les variations de salaires issues des DADS, on peut estimer pour la France une équation de salaire plus simple et plus robuste que le modèle d'Altonji et Devereux. En outre, le salaire notionnel est modélisé non pas en niveau, mais en variation, comme c'est le cas dans les travaux récents s'inspirant de ce modèle. Cette approche rend l'estimation plus robuste car elle nécessite moins d'hypothèses sur le modèle de détermination du salaire notionnel.

Parmi les déterminants de la productivité des salariés (par conséquent du salaire notionnel), se trouvent des variables individuelles et des variables relatives à l'entreprise dans laquelle ils travaillent. Les déterminants individuels du salaire (diplôme obtenu à l'issue de la formation initiale, âge, sexe, ancienneté, profession) sont généralement invariants dans le temps (7). Les déterminants liés à la situation de l'entreprise connaissent, en revanche, une variation temporelle qui peut être une source d'identification.

Les fichiers fiscaux d'entreprise des *Bénéfices Réels Normaux (BRN)* fournissent plusieurs informations sur la situation comptable des entreprises : ventes, effectifs salariés, valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, variables financières, etc. (cf. annexe 1). La productivité du travail est privilégiée : la théorie microéconomique standard enseigne qu'à moyen terme, les mouvements des salaires doivent refléter ceux de la productivité du travail, de sorte que le partage entre la rémunération du travail (salaires) et celle du capital (profits) soit approximativement stable. À court terme, ces évolutions peuvent différer, en particulier si les salaires sont rigides.

Ces rigidités peuvent d'abord provenir de caractéristiques institutionnelles du marché du travail. Si par exemple les salaires sont négociés à intervalles fixes, de façon décalée d'une entreprise ou d'un secteur d'activité à l'autre, on s'attend à ce que leur ajustement instantané à un choc de productivité soit partiel, et symétrique selon que le choc est négatif ou positif (8).

Les rigidités peuvent ensuite provenir de la réticence des salariés à voir leur salaire nominal baisser (rigidités nominales), augmenter moins que l'inflation (rigidités réelles), ou qu'un autre seuil de référence (fonction de l'évolution de la productivité du travail dans un passé récent). Lorsque ces seuils sont contraignants, on devrait observer un ajustement partiel en cas de choc de productivité négatif. Mais en contrepartie, les entreprises peuvent exiger que l'ajustement

soit aussi partiel en cas de choc positif. Dans ce cadre d'interprétation, et sous l'hypothèse que le salaire notionnel assurerait un partage égal des fluctuations conjoncturelles entre rémunération du travail et du capital, une indexation des salaires à la productivité du travail inférieure à l'unité suggère la présence de rigidités salariales.

L'hypothèse contre-factuelle de constance du partage de la valeur ajoutée peut sembler trop restrictive, au motif qu'il serait rationnel que les salariés, plus averses au risque, absorbent une part plus faible des variations conjoncturelles en contrepartie d'un niveau de salaire également plus faible. Dans ce cadre d'analyse, l'ajustement partiel des salaires à la productivité ne signale plus la présence de rigidités, puisque l'ajustement partiel est une caractéristique du contre-factuel. Il reste néanmoins qu'en l'absence de rigidités salariales, l'ajustement des salaires aux chocs de productivité doit être symétrique à la hausse et à la baisse. C'est pourquoi on propose ici un test de symétrie de cet ajustement (9).

L'analyse « toutes choses égales par ailleurs » nécessite que la variation de la productivité dans l'entreprise puisse être considérée comme un choc exogène. On propose ici un traitement économétrique de l'endogénéité fondé sur le passage en différences premières et l'utilisation de variables instrumentales (cf. encadré 5).

Comme dans toutes les études sur les rigidités nominales à partir de données individuelles, on effectue l'analyse sur le champ des salariés restant dans le même établissement entre deux dates consécutives (sans changer de profession). Le risque est dès lors que l'on sous-estime la présence de rigidités salariales si les personnes qui restent dans l'entreprise sont justement celles qui acceptent les baisses de salaire. Si tel est le cas, les résultats de cette

7. On évolue de façon linéaire avec le temps.

8. La progression de référence pour juger de cette symétrie n'est pas forcément nulle, puisque les accords salariaux peuvent stipuler une augmentation fixe des salaires entre deux périodes de négociation. Le fait d'étudier ici, toutes choses égales par ailleurs, la réaction des variations des salaires à un choc, sans préjuger du niveau de cette variation est cohérent avec cette dernière assertion.

9. On peut formaliser de façon très simple les raisonnements précédents en écrivant $w^* = \lambda\pi + \varepsilon$, où w^* est le logarithme du salaire notionnel et π celui de la productivité du travail. Le paramètre λ décrit l'hypothèse contre-factuelle : la transmission des chocs de productivité aux salaires peut être complète ($\lambda = 1$) ou partielle ($\lambda < 1$), du fait de l'aversion au risque des salariés (leur salaire notionnel est de ce fait plus faible). Dans les deux cas, la réponse aux chocs de productivité est symétrique en l'absence de rigidités.

analyse (comme ceux de la partie précédente) ne peuvent avoir une interprétation en termes de rigidités macroéconomiques.

L'analyse des évolutions salariales est menée sur la période 1995-1998, à partir d'un fichier appariant les fichiers salariaux des *DADS* et les fichiers fiscaux d'entreprise des *BRN*. Le choix des *DADS* se justifie par les conclusions précédentes : il est préférable d'utiliser une source administrative, avec un nombre d'observations le plus élevé possible, et une mesure des heures la plus fiable possible. Parmi les sources dispo-

nibles, seules les *DADS* remplissent ces conditions. L'année 1999 est écartée car elle est marquée par une montée en puissance des accords de réduction du temps de travail, qui induit des perturbations importantes et spécifiques sur les salaires et les heures (10). En outre les heures rémunérées ne sont disponibles dans les *DADS* de façon fiable qu'à partir de 1994.

10. L'appariement du fichier utilisé avec le fichier des accords de réduction du temps de travail constitué par la *DARES*, indique que plus de 20 % des salariés sont concernés en 1999 par un tel accord. En 1998, environ 5 % seulement des salariés sont concernés.

Encadré 5

STRATÉGIE D'ESTIMATION

On estime une équation de salaires de la forme générale suivante :

$$\Delta w_{ijt} = \sum_{k=0}^T \left[\lambda_k^+ \Delta^+ \pi_{jt-k} + \lambda_k^- \Delta^- \pi_{jt-k} \right] + \beta x_{ijt} + \eta_t + \alpha_{ij} + v_{ijt}$$

$$\Delta^+ \pi_{jt-k} = \Delta \pi_{jt-k} \times 1_{\Delta \pi_{jt-k} > 0}$$

$$\Delta^- \pi_{jt-k} = \Delta \pi_{jt-k} \times 1_{\Delta \pi_{jt-k} \leq 0}$$

où i désigne un salarié, j l'entreprise qui l'emploie, w le logarithme du salaire horaire, π celui de la productivité du travail et x un ensemble de variables individuelles et d'entreprise affectant la croissance du salaire (sexe, âge, ancienneté, profession, taille d'entreprise, secteur d'activité). Étant donné la composition de l'échantillon, les variables x sont constantes dans le temps (sexe, profession, caractéristiques de l'employeur) ou évoluent de façon linéaire avec lui (âge, ancienneté).

Un test de réponse asymétrique à la date t du salaire à un choc de productivité k intervenant à la date $t - k$ est ainsi dans ce modèle :

$$\lambda_k^+ < \lambda_k^-$$

Parmi les déterminants *inobservés* de la croissance du salaire, certains sont constants dans le temps (hétérogénéité inobservée des salariés et de leurs employeurs), d'autres sont des chocs temporels propres aux individus ou aux entreprises. Dans l'équation de salaire, on a décomposé classiquement les déterminants inobservés de la croissance du salaire en un effet fixe α propre au salarié et à l'entreprise (rappelons en effet que l'estimation est menée sur des salariés restant dans la même entreprise), et un choc v qui affecte la croissance du salaire à chaque date. Toute la question est de savoir dans quelle mesure ces déterminants inobservés sont corrélés aux chocs d'entreprise étudiés, et ainsi de nature à biaiser les estimations.

Afin de tester dans un premier temps la présence d'effets individuels corrélés aux variables explicatives, on estime l'équation par la méthode dite de Mundlak soit par MCO, en incluant dans la régression les moyennes individuelles des variables explicatives. On teste

la présence d'effets individuels corrélés aux variables explicatives, par un test d'égalité des coefficients inter et intra. Ce test conduit à rejeter fortement l'absence d'effet individuel corrélé aux variables explicatives d'entreprise. On rejette donc l'hypothèse :

$$E(\Delta^+ \pi_{jt} \times \alpha_{ij}) = 0$$

$$E(\Delta^- \pi_{jt} \times \alpha_{ij}) = 0$$

La suite de l'analyse est menée dans la dimension intra-individuelle, en tentant de corriger des autres sources d'endogénéité des variables d'entreprise.

On passe d'abord en différences premières (dans notre cas par conséquent en variation de taux de croissance), de façon à éliminer les effets individuels (y compris d'entreprise, puisque l'on se restreint aux salariés restant dans la même entreprise). Ainsi, si les anticipations des salariés concernant les différentes variables du modèle dépendent de leurs évolutions moyennes, les chocs qu'on observe sur ces variables peuvent être considérés comme des chocs non anticipés. Les effets fixes captent l'hétérogénéité des tendances de croissance des salaires d'une entreprise à l'autre.

Le modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} \Delta w_{ijt} - \Delta w_{ijt-1} = & \\ & \sum_{k=0}^T \left[\lambda_k^+ (\Delta^+ \pi_{jt-k} - \Delta^+ \pi_{jt-k-1}) \right. \\ & \left. + \lambda_k^- (\Delta^- \pi_{jt-k} - \Delta^- \pi_{jt-k-1}) \right] + \eta_t - \eta_{t-1} + v_{ijt} - v_{ijt-1} \end{aligned}$$

A priori, on ne peut supposer que les chocs salariaux v sont indépendants de l'évolution de la productivité du travail au cours de la même période. On peut en revanche supposer l'indépendance des chocs salariaux futurs et des évolutions passées de la productivité (exogénéité faible). Formellement :

$$E(\Delta^+ \pi_{jt} \times v_{ijs}) = 0, \quad \forall s > t$$

$$E(\Delta^- \pi_{jt} \times v_{ijs}) = 0, \quad \forall s > t$$



L'équation de salaire est estimée par variables instrumentales selon deux spécifications (cf. encadré 5). On explique d'abord la croissance du salaire horaire par celle de la productivité du travail, sans distinguer les hausses et les baisses de cette dernière. Les salaires individuels sont mis en regard non pas de la productivité individuelle, mais de la productivité du travail agrégée au niveau de l'entreprise. Ceci ne modifie pas la portée de l'exercice, dans la mesure où on s'intéresse à un effet moyen calculé à partir d'un gros échantillon.

Le coefficient du choc passé est identique selon les deux spécifications économétriques (cf. ta-

Tableau 3
Élasticité du salaire à la productivité du travail

Variation du :	Variation du taux de croissance du salaire horaire en t	
Taux de croissance de la productivité en t (λ_t)	0,026*** (0,007)	
Taux de croissance de la productivité en $t - 1$ (λ_{t-1})	0,013*** (0,004)	0,012*** (0,004)
Instruments	$\Delta q_{t-1} \Delta \pi_{t-2} \Delta \pi_{t-3}$	$\Delta \pi_{t-2} \Delta \pi_{t-3}$
Nombre d'observations	283 507	

Lecture : *** dénote un coefficient significatif à moins de 1 %, ** à moins de 5 % et * à moins de 10 %. Les coefficients des indicatrices d'années n'ont pas été reportés.

Champ : salariés du secteur privé, entreprises soumises au régime des Bénéfices réels normaux ; salariés restant dans le même établissement deux années consécutives et ne changeant pas de profession.

Sources : DADS 1994 à 1998, BRN 1992 à 1998.

bleau 3) (11). La réponse de la croissance du salaire horaire à celle de la productivité du travail par tête est très inférieure à l'unité, ce qui peut traduire la présence de rigidités, comme indiqué *supra*. Cette réponse est plus élevée à la date t qu'à la date $t - 1$: l'impact d'un choc de productivité semble s'amenuiser rapidement.

On s'intéresse maintenant au caractère asymétrique de la réponse du salaire aux chocs de productivité. Pour ce faire, on distingue les chocs de productivité positifs et négatifs, induisant des pressions à la hausse et à la baisse sur le salaire.

De nouveau, les résultats sont proches sous les deux ensembles d'hypothèses, pour les coefficients communs (cf. tableau 4). Ces résultats suggèrent la présence d'une asymétrie dans la réponse des salaires aux chocs de productivité : elle est en effet significativement plus élevée en cas de choc positif qu'en cas de choc négatif. Rappelons que cette asymétrie ne s'interprète en termes de « rigidités » que sous l'hypothèse contre-factuelle que le salaire notionnel s'ajusterait de façon symétrique à des chocs de productivité. Remarquons enfin que cette asymétrie ne semble pas s'expliquer par l'existence d'un salaire minimum. En effet, l'asymétrie de réponse aux chocs de productivité contemporains n'est pas plus élevée pour les salariés plus proches du salaire minimum (cf. annexe 3).

11. Notons que dans chaque régression, les écart-types sont corrigés du fait que plusieurs salariés sont susceptibles d'appartenir à la même entreprise à une date donnée (effets de « cluster » entreprise \times année).

Encadré 5 (suite)

Sous cette hypothèse, seules les croissances de la productivité du travail aux dates $t - 2$, $t - 3$ et aux dates antérieures peuvent être utilisées comme instruments pour l'évolution de la croissance de la productivité en t . Toutefois, la corrélation entre ces retards et les variables à instrumenter s'amenuise avec le décalage temporel : alors que le taux de croissance de la productivité en $t - 1$ explique près de 40 % de la variance de l'évolution de ce taux de croissance entre $t - 1$ et t , les taux de croissance de $t - 2$ et $t - 3$ n'expliquent à eux deux que 0,02 % de cette variance. Ainsi, les croissances de la productivité antérieures à $t - 1$ sont des instruments faibles pour l'évolution de cette croissance entre $t - 1$ et t , et leur utilisation conduit à des estimations imprécises et potentiellement biaisées.

On peut résoudre ce problème de deux façons. La première consiste à omettre de l'équation estimée les chocs de productivité contemporains (c'est-à-dire le retard $k = 0$). Cela n'induit pas de biais, dès lors que la corrélation entre la variable omise et les instruments est faible (raison pour laquelle on omet cette variable

en premier lieu). Une autre façon de contourner le problème d'instrument faible est de relâcher l'hypothèse d'exogénéité faible, non pour la croissance de la productivité, mais pour celle des ventes (notée q), qui se substitue ainsi à la première comme variable instrumentale. L'effet de rétroaction (*feed-back*) des chocs salariaux sur les ventes transite en effet par l'ajustement du prix de vente et de la demande adressée à l'entreprise. On peut penser que ce processus n'est pas instantané. On formule l'hypothèse que les chocs salariaux inobservés peuvent affecter la croissance des ventes des entreprises, mais seulement à la date suivante :

$$E(\Delta^+ q_{jt} \times v_{jst}) = 0, \quad \forall s \geq t$$

$$E(\Delta^- q_{jt} \times v_{jst}) = 0, \quad \forall s \geq t$$

Sous cette hypothèse, on peut utiliser la croissance des ventes à la date $t - 1$ comme variable instrumentale pour l'évolution du taux de croissance de la productivité entre les dates t et $t - 1$.

Tableau 4
Asymétrie de la réponse des salaires à un choc de productivité

Variation du :	Variation du taux de croissance du salaire horaire en t	
Taux de croissance positif de la productivité en t (λ^+_{t-0})	0,050 *** (0,014)	
Taux de croissance négatif de la productivité en t (λ^-_{t-0})	- 0,008 (0,017)	
Taux de croissance positif de la productivité en t - 1 (λ^+_{t-1})	0,024 *** (0,008)	0,027 *** (0,008)
Taux de croissance négatif de la productivité en t - 1 (λ^-_{t-1})	0,000 (0,009)	- 0,009 (0,009)
Instruments	$\Delta^+q_{t-1} \Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-q_{t-1} \Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$	$\Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$
Tests d'asymétrie : $\lambda^+_{t-0} - \lambda^-_{t-0}$ $\lambda^+_{t-1} - \lambda^-_{t-1}$	0,058 ** 0,024	0,036 **
Nombre d'observations :	283 507	

Lecture : *** dénote un coefficient significatif à moins de 1 %, ** à moins de 5 % et * à moins de 10 %. Les coefficients des indicatrices d'années n'ont pas été reportés.

Champ : salariés du secteur privé, entreprises soumises au régime des Bénéfices réels normaux ; salariés restant dans le même établissement deux années consécutives et ne changeant pas de profession.

Sources : DADS de 1994 à 1998 et BRN de 1992 à 1998.

*
* *

un signe de rigidités nominales à la baisse des salaires.

Deux principaux points devraient être approfondis. En premier lieu, les tests économétriques ne permettent pas de distinguer les rigidités nominales des autres formes de rigidités, les résultats étant indépendants du niveau d'inflation. Une solution consisterait à effectuer les régressions séparées sur des périodes de haute et basse inflation (la période retenue ici, la fin des années 1990, ne présente pas assez de variabilité en termes d'inflation) : une augmentation de l'asymétrie en période de faible inflation pourrait alors être interprétée comme

En second lieu, les résultats présentés ne peuvent pas être interprétés en termes de rigidités macroéconomiques si les personnes qui restent dans le même établissement sont précisément celles qui sont le plus disposées à accepter des baisses de salaires. Si tel est le cas, on sous-estime les rigidités salariales lorsque l'on se limite à cet échantillon de salariés. Corriger ce biais imposerait d'analyser simultanément la mobilité des salariés et leur salaire, ce qui nécessiterait en pratique de disposer de variables expliquant plus spécifiquement la mobilité de l'emploi. □

BIBLIOGRAPHIE

- Akerlof G., Dickens W. et Perry G. (1996)**, « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 1-59.
- Altonji J.G. et Devereux P.J. (2000)**, « Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity », in Polachek S.W., *Worker Well-Being, Research in Labor Economics*, vol. 19, pp. 383-431, Elsevier Science, North Holland, Amsterdam.
- Beissinger T. et Knoppik C. (2003)**, « How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implication for Germany », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, n° 4, pp. 619-641.
- Bewley T.F. (1999)**, *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Harvard University Press, Cambridge.
- Bonnet X., Dubois É., Goux D., Schneider J.-L. et Martin E. (1997)**, « Inflation faible et rigidité à la baisse des salaires nominaux », dans *L'Économie Française 1997-1998*, Insee, Hachette, Le Livre de Poche, pp. 135-160.
- Bound J., Brown C. et Mathiowetz N. (2001)**, « Measurement Error in Survey Data », *Handbook of Econometrics*, vol. 5, chapitre 59, pp. 3705-3843, E.E. Learner et J.J. Heckman édés., Elsevier Science, North Holland, Amsterdam.
- Bound J. et Krueger A. (1991)**, « The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right? », *Journal of Labor Economics*, vol. 9, n° 1, pp. 1-24.
- Brizard A. (2000)**, « La rémunération des salariés en 1998 », *Premières informations et premières synthèses*, n° 01.1, Dares.
- Card D. et Hyslop D. (1997)**, « Does Inflation "Grease the Wheels" of Labor Market? », dans *Reducing inflation : motivation and strategy*, C.D. Romer et H.D. Romer éditeurs, n° 356, chapitre 2, pp. 71-114, University of Chicago Press, Chicago, IL and London.
- Fehr E. et Goette L. (2005)**, « Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity », *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n° 4, pp. 779-804.
- Hagné C. et Lefranc A. (2002)**, « Étendue et conséquence des erreurs de mesure dans les données d'enquête », *miméo*, présenté aux Journées de méthodologie statistique de l'Insee.
- Holden S. (1999)**, « Renegotiation and the Efficiency of Investment », *Rand Journal of Economics*, vol. 30, n° 1, pp. 106-119.
- Kahn S. (1997)**, « Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, pp. 993-1008.
- Keynes (1936)**, *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, traduction de Jean de Largentaye, petite bibliothèque Payot.
- MacLeod B. et Malcomson J. (1993)**, « Investments, Hold-Up and the Form of Market Contracts », *American Economic Review*, vol. 83, n° 4, pp. 811-837.
- McLaughlin K. (1994)**, « Rigid Wages? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 3, pp. 383-414.
- Mundlak Y. (1978)**, « On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, pp. 69-85.
- Nickell S. et Quintini G. (2003)**, « Nominal wage rigidity and the rate of inflation », *Economic Journal*, vol. 113, n° 490, pp. 762-781.
- Pischke J.S. (1995)**, « 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.
- Seguin S. (2005)**, « La rémunération des salariés des entreprises en 2003 », *Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 12.3, Dares.
- Smith, J. (2000)**, « Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 110, n° 462, pp. C176-C195.
- Tobin J. (1972)**, « Inflation and Unemployment », *American Economic Review*, vol. 62, n° 1-2, pp. 1-18.
-

LES DONNÉES UTILISÉES

L'analyse porte sur le champ des salariés à temps complet du secteur marchand, qui restent employés dans le même établissement entre deux années consécutives. On utilise quatre sources d'information sur le salaire :

— l'enquête *Emploi* annuelle, conduite chaque année jusqu'en 2002 auprès d'un échantillon de ménages. Les salariés déclarent au mois de mars le montant du dernier salaire perçu. Cette mesure correspond en principe au salaire de base augmenté des primes perçues au titre de l'activité de l'individu durant le mois. On dispose en outre du montant des primes annuelles.

— les enquêtes *Revenus fiscaux (RF)*, issues des déclarations de revenu recueillies par la Direction générale des impôts, disponibles pour des ménages dont au moins un individu est présent dans l'enquête *Emploi* en mars de l'année suivante. Pour ces individus, les données des enquêtes *Revenus fiscaux* sont appariées avec celles de l'enquête *Emploi*.

— les *Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)* : les établissements employeurs fournissent aux administrations fiscale et de sécurité sociale le salaire annuel de leurs employés (primes comprises). Un échantillon au 1/25^e de ces déclarations est exploité.

— les enquêtes *Activités et Conditions d'Emploi de la Main-d'Œuvre (Acemo)* : les établissements fournissent le salaire brut de base pour 16 catégories de salariés classés par catégorie professionnelle et par niveau au sein de ces dernières (7 niveaux d'ouvriers, 2 niveaux d'agents de maîtrise, 3 niveaux d'employés, 2 niveaux de techniciens et 2 niveaux de cadres). Ils fournissaient également, jusqu'en 1997, un salaire horaire mensuel de base.

Les enquêtes *Acemo* sont ainsi la seule source à fournir un salaire de base (hors primes), cependant ce salaire n'est pas relatif à un salarié, mais à un poste. En raison de cette spécificité, l'enquête *Acemo* est étudiée de manière isolée par rapport aux trois précédentes dans cet article.

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). Par la suite nous appellerons ce salaire « net-net ». Pour les sources fiscales en revanche, le salaire est le 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.

On a choisi le salaire net-net, car étudier l'erreur de mesure dans l'enquête *Emploi* suppose de travailler sur la grandeur déclarée, et non sur une transformée de cette grandeur. La variable la plus pertinente pour l'étude des rigidités est la variable sur laquelle les salariés fondent leurs négociations salariales ; il est difficile de savoir s'il s'agit en général du salaire net ou brut. Le taux de prélèvement agrégé sur les salaires ayant peu évolué sur la période étudiée, il est toutefois indifférent de raisonner sur le salaire brut ou le salaire net (cf. tableau A).

Sur cette même période, le salaire de l'enquête *Emploi* étant mensuel, la comparaison entre enquête *Emploi* et *Revenus Fiscaux* n'est possible que si l'on restreint le champ aux salariés qui sont restés dans le même établissement continuellement pendant une année complète (cf. encadré 1). Par souci de cohérence, on impose à l'échantillon issu des *Déclarations Annuelles de Données Sociales* la même restriction : le salarié a 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 les *RF* et 209 000 dans les *DADS*.

La présence dans les *DADS*, les enquêtes *Acemo* et *Emploi* (et par conséquent dans les enquêtes *Revenus Fiscaux*) d'un identifiant d'établissement permet l'appariement avec des données d'entreprise : on utilise les 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 trois millions de francs, et à un million et demi de francs pour les entreprises prestataires de services. Les variables comptables contenues dans chaque fichier décrivent la situation de l'entreprise au 31 décembre de

Tableau A
Taux mensuel de cotisation salarié sur les salaires

	Plafond de la sécurité sociale (brut en francs)	Taux de CSG (en %)	Taux de CRDS (en %)	Taux de cotisation pour les cadres (en %)				Taux de cotisation pour les non cadres (en %)			
				Inférieur à 1 plafond	1 à 4 plafonds	4 à 8 plafonds	Supérieur à 8 plafonds	Inférieur à 1 plafond	1 à 3 plafonds	3 à 4 plafonds	Supérieur à 4 plafonds
1994	12 760	2,28	0	18,64	15,02	11,14	6,9	18,64	12,73	10,76	6,9
1995	12 995	2,28	0	18,64	15,78	11,9	6,9	18,64	12,73	10,76	6,9
1996	13 435	2,86	0,475	18,92	16,41	12,53	6,9	18,92	13,01	10,76	6,9
1997	13 720	3,7	0,475	17,69	15,5	11,88	5,6	17,66	11,7	9,2	5,6
1998	14 090	7,6	0,475	13,21	11,4	7,78	0,85	13,16	7,2	4,45	0,85
1999	14 470	7,6	0,475	13,49	12,05	8,43	0,85	13,41	7,45	4,45	0,85
2000	14 700	7,6	0,475	13,52	12,08	8,46	0,85	13,41	9,45	4,45	0,85

Lecture : en 1996, pour un salaire mensuel brut de 20 000 francs, la CSG de 2,86 % s'élève à 572 francs, la CRDS (0,475 %) à 95 francs et la cotisation salarié est de 3 282 francs pour les cadres (16,41 %) et de 2 602 francs pour les non cadres (13,01 %).
Source : Sécurité Sociale.

l'année correspondante (ventes, effectifs salariés, valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, variables financières, etc.). L'appariement des sources sur les salaires avec les *BRN* est nécessaire pour l'analyse économétrique ; cette restriction n'ayant pas d'impact sur les distributions des taux de croissance des salaires, le champ est restreint dans l'ensemble de l'article aux entreprises présentes dans les *BRN*.

Pour les *heures travaillées*, les *DADS* fournissent la durée annuelle salariée à partir de 1994, soit le nombre d'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 ainsi supposer que les heures supplémentaires rémunérées sont incluses dans le nombre d'heures salariées ; en revanche, rien n'oblige un établissement à connaître le nombre d'heures des salariés payés au forfait. 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 précédant 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 habituelle hebdomadaire lorsqu'elle existe, et la durée lors de la semaine précédant l'enquête en l'absence d'une durée habituelle, lorsqu'elle est non nulle.

ERREUR DE MESURE

Erreur de mesure sur le niveau du salaire et caractéristiques individuelles

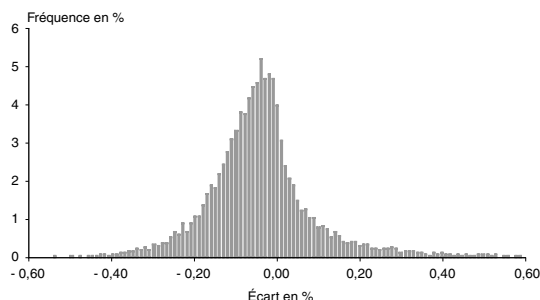
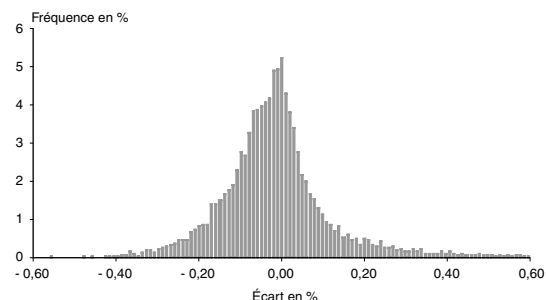
L'erreur de mesure du salaire de l'enquête *Emploi*, telle qu'elle ressort de l'appariement avec les enquêtes *Revenus fiscaux*, est négative en moyenne, et négativement corrélée à la vraie valeur du salaire (cf. graphique A et tableau A).

La régression de l'erreur de mesure sur la vraie valeur du salaire et sur les variables explicatives traditionnellement utilisées dans les équations de salaire permet de tester la corrélation entre l'erreur et ces variables. En régressant l'erreur de mesure elle-même, il est difficile de faire la part entre l'ampleur de l'erreur absolue et la tendance à la sous-déclaration : on obtient, par exemple, un coefficient négatif sur le niveau du salaire initial, qui signifie que la sous-déclaration augmente avec le niveau de celui-ci, et non pas que le salaire est mesuré de façon plus exacte quand il augmente.

Afin de caractériser de façon plus précise le comportement de réponse, on effectue deux régressions séparées : la première porte sur la probabilité de sous-déclarer (régression logistique), et la seconde sur l'ampleur de l'erreur relative en valeur absolue (cf. tableau B).

La probabilité de sous-déclarer son salaire augmente avec le niveau du salaire déclaré dans les enquêtes *RF*, de même que l'erreur relative en valeur absolue. 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. 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.

Graphique A

Erreur relative de mesure du salaire dans l'enquête *Emploi***A - Enquête *Emploi* 1999 - Revenus fiscaux 1998****B - Enquête *Emploi* 1998 - Revenus fiscaux 1998**

Lecture : L'erreur relative est égale à la différence entre le salaire de l'enquête *Emploi* et le salaire de l'enquête *Revenus fiscaux*, rapportée à ce dernier ; le pas de l'histogramme est de 1 % ; la hauteur de la barre de coordonnée n en abscisse est donc égale à la proportion d'erreurs de mesure comprises entre n et $n + 0,01$.

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

Sources : enquêtes *Emploi* et *Revenus fiscaux*.

Tableau A

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

Revenus fiscaux	Enquête <i>Emploi</i>	Moyenne (EE-RF)/RF	Moyenne (EE-RF)	Variance (EE-RF)/Variance (EE)	Corrélation (EE-RF, RF)
1996	1997 1996	- 0,1 %	- 2 113	0,12	- 0,31
		- 2,7 %	- 4 862	0,13	- 0,33
1997	1998 1997	- 0,5 %	- 2 350	0,12	- 0,26
		- 3,8 %	- 6 483	0,16	- 0,42
1998	1999 1998	- 1,4 %	- 4 006	0,17	- 0,43
		- 4,0 %	- 6 959	0,18	- 0,47
1999	2000 1999	- 1,0 %	- 3 568	0,18	- 0,43
		- 4,3 %	- 7 856	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.

Sources : enquêtes *Emploi* et *Revenus Fiscaux*.

Tableau B
Erreur de mesure dans l'enquête *Emploi* et caractéristiques individuelles

	Probabilité de sous-déclaration du salaire	Erreur relative en valeur absolue
Logarithme du salaire	1,871 *** (0,048)	0,032 *** (0,002)
Profession		
<i>Ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Cadre	- 1,599 *** (0,050)	- 0,015 *** (0,002)
Profession intermédiaire	- 0,638 *** (0,031)	- 0,008 *** (0,001)
Employés	- 0,141 ** (0,034)	- 0,001 (0,002)
Femme	0,275 *** (0,028)	- 0,008 *** (0,001)
Âge		
<i>Plus de 45 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Moins de 30 ans	0,081 ** (0,040)	- 0,008 *** (0,002)
De 30 à 40 ans	0,023 (0,030)	- 0,007 *** (0,001)
De 40 à 45 ans	0,032 (0,032)	- 0,004 *** (0,001)
Horaires irréguliers	- 0,089 *** (0,023)	0,005 *** (0,001)
Réponse par un tiers	0,173 *** (0,023)	0,011 *** (0,001)
Ancienneté dans l'entreprise	0,015 *** (0,001)	- 0,0005*** (0,0001)
Effectif salarié		
<i>Plus de 1000</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Moins de 20	- 0,293 *** (0,034)	- 0,007 *** (0,002)
De 20 à 200	- 0,137 *** (0,031)	- 0,002 (0,001)
De 200 à 1000	- 0,077 ** (0,034)	- 0,001 (0,002)
Autre type de contrat que CDI	- 0,031 (0,092)	0,038 *** (0,004)
Déclaration d'une prime annuelle à l'enquête <i>Emploi</i>	- 0,491 *** (0,025)	- 0,013 *** (0,001)
Déclaration d'un salaire annuel multiple de 5 000 F à l'enquête <i>Emploi</i>	- 0,207 *** (0,028)	0,023 *** (0,002)
Déclaration d'un salaire annuel multiple de 1 000 F à l'enquête <i>Emploi</i>	- 0,038 ** (0,019)	0,014 *** (0,002)
Déclaration d'un salaire annuel multiple de 500 F à l'enquête <i>Emploi</i>	0,160 *** (0,031)	0,005 *** (0,002)
Déclaration d'un salaire annuel multiple de 100 F à l'enquête <i>Emploi</i>	0,186 *** (0,020)	- 0,002 (0,002)

Lecture : *** et ** dénotent des coefficients significatifs à moins 1 % et de 5 %.

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

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

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 la mentionneraient pas lors de 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 des *Revenus fiscaux* 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.

De manière attendue, la qualité des réponses se dégrade lorsqu'une tierce personne répond. Enfin, plus le niveau d'arrondi de la réponse à l'enquête *Emploi* est élevé, plus l'ampleur de l'erreur est importante (la présence d'un nombre important d'arrondis élevés, prenant la forme de multiples de 500 ou de 1000, s'explique par le fait 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).

Erreur de mesure sur le taux de croissance des salaires dans l'enquête *Emploi*

L'appariement des enquêtes *Emploi* et *Revenus fiscaux* permet de savoir si les baisses de salaire dans l'enquête *Emploi* correspondent à de vraies baisses de salaire. L'utilisation de cette dernière pour l'étude des taux de croissance des salaires semble problématique. 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 les enquêtes *Revenus fiscaux*). 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 des enquêtes *Revenus fiscaux* entre l'année $n + 1$ et l'année n , ou l'année n et l'année $n - 1$.

De plus, l'erreur de mesure sur le taux de croissance du salaire est négative en moyenne, et négativement corrélée au vrai taux de croissance du salaire. Elle introduit un bruit très important dans la distribution du taux de croissance du salaire : la variance du vrai salaire représente seulement un tiers de la variance observée dans l'enquête *Emploi*.

RÉPONSE DES SALAIRES AUX CHOCS DE PRODUCTIVITÉ ET DISTANCE AU SMIC

Le tableau A contient les mêmes régressions que le tableau 4, mais pour deux sous-groupes : les salariés qui gagnent moins de 1,4 Smic au début de la période d'estimation, et ceux dont le salaire est supérieur à ce seuil. Les résultats suggèrent que l'asymétrie de réponse aux chocs de productivité contemporains n'est pas plus élevée pour les salariés les plus proches du salaire minimum. Au contraire, l'asymétrie de réponse aux chocs passés n'est significative que pour les salariés au-delà du seuil de 1,4 Smic. Le résultat d'asymétrie ne s'explique donc pas principalement par l'existence d'un salaire minimum.

Tableau A

Réponse des salaires aux chocs de productivité et distance au Smic

Variation du :	Variation du taux de croissance du salaire horaire en t			
	Moins de 1,4 Smic		1,4 Smic ou plus	
Taux de croissance positif de la productivité en t (λ^+_{t-0})	0,056 *** (0,014)		0,049 *** (0,017)	
Taux de croissance négatif de la productivité en t (λ^-_{t-0})	- 0,002 (0,019)		- 0,008 (0,020)	
Taux de croissance positif de la productivité en t - 1 (λ^+_{t-1})	0,010 (0,007)	0,011 (0,007)	0,030 *** (0,010)	0,036 *** (0,010)
Taux de croissance négatif de la productivité en t - 1 (λ^-_{t-1})	0,014 ** (0,006)	0,006 (0,007)	- 0,005 (0,013)	- 0,015 (0,013)
Instruments	$\Delta^+q_{t-1} \Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-q_{t-1} \Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$	$\Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$	$\Delta^+q_{t-1} \Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-q_{t-1} \Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$	$\Delta^+\pi_{t-2} \Delta^+\pi_{t-3}$ $\Delta^-\pi_{t-2} \Delta^-\pi_{t-3}$
Tests d'asymétrie : $\lambda^+_{t-0} - \lambda^-_{t-0}$ $\lambda^+_{t-1} - \lambda^-_{t-1}$	0,057 * - 0,004	0,004	0,058 * 0,035 *	0,052 **
Nombre d'observations	91 051		192 456	

Lecture : *** dénote un coefficient significatif à moins de 1 %, ** à moins de 5 % et * à moins de 10 %. Les coefficients des indicatrices d'années n'ont pas été reportés.

Champ : salariés du secteur privé, entreprises soumises au régime des bénéficiaires réels normaux ; salariés restant dans le même établissement deux années consécutives et ne changeant pas de profession.

Sources : DADS 1994 à 1998, BRN 1992 à 1998.