

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2012 / 02**

**Politique salariale et performance  
des entreprises**

**Nila CECI-RENAUD et Vincent COTTET**

**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 Études et Synthèses Économiques*

**G 2012 / 02**

## **Politique salariale et performance des entreprises**

**Nila CECI-RENAUD\* et Vincent COTTET\*\***

FÉVRIER 2012

Nous remercions les participants au séminaire D3E du 16 mai 2011 et en particulier Christine CHAMBAZ pour sa discussion, ainsi que Michel AMAR, Didier BLANCHET, Éric DUBOIS, Pauline GIVORD, Sylvie LAGARDE, Corinne PROST et Sébastien ROUX pour leurs commentaires sur des versions précédentes de ce document de travail.

---

\* Faisait partie du Département des Études Économiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document.

\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » - Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

## Politique salariale et performance des entreprises

### Résumé

Cette étude présente, à partir de données administratives d'entreprises (DADS et données fiscales), une description des politiques de ressources humaines selon plusieurs dimensions : politique salariale à la fois en terme de niveau mais aussi de dispersion, stabilité de la main-d'œuvre, proportion des différentes qualifications, âge de la main-d'œuvre, proportion de contrats aidés... Une typologie de ces entreprises est proposée à partir de ces dimensions. On rapproche ensuite ces politiques salariales des performances. On observe que les entreprises les plus productives sont aussi celles qui versent les plus hauts salaires, même une fois qu'on a pris en compte leurs caractéristiques propres (taille, secteur) et celles de leurs salariés. En revanche, le lien entre dispersion des salaires et productivité est plus difficile à caractériser, les estimations s'avérant très sensibles à la spécification empirique retenue.

**Mots-clés** : dispersion des salaires, politiques salariales, productivité

---

## Wage structure and firm performance

### Abstract

This study describes the human resources management along several dimensions, based on administrative data (DADS and tax data): wage schedule both in terms of level but also dispersion, stability of the workforce, proportion of different qualifications and age, share of subsidized jobs ... A typology of these companies is available from these dimensions. Then we compare these wage structures with the performance. We observe that the most productive firms are also those who pay the highest wages, even after taking into account their specific characteristics (size, sector) and those of their employees. The link between wage dispersion and the productivity is more difficult to characterize: the estimate parameters are very sensitive to the empirical specification.

**Keywords**: wage dispersion, wage structure, productivity

**Classification JEL** : L25, M52, J31, J33

## Sommaire

Introduction .....	5
<b>I - Données et méthodologie .....</b>	<b>7</b>
<i>I.1 Deux sources croisées exhaustives sur les salariés         et les entreprises</i>	7
<i>I.2 Une analyse par catégories socioprofessionnelles qui amène         à restreindre le champ d'étude</i>	7
<i>I.3 Les salaires sont corrigés des caractéristiques individuelles         pour mieux refléter les choix de politiques salariales des entreprises</i>	9
<b>II - Quelques faits stylisés sur les politiques de gestion du personnel</b>	<b>11</b>
<i>II.1 L'industrie et la construction offrent les meilleures conditions         d'emploi</i>	11
<i>II.2 Dans les entreprises, la stratégie de gestion du personnel         est homogène entre catégories de personnel</i>	13
<i>II.3 Les entreprises qui versent de hauts salaires pratiquent         aussi de fortes disparités salariales</i>	14
<i>II.4 Pour les salariés les moins qualifiés, des salaires élevés         sont associés à une forte stabilité des contrats et du personnel</i>	14
<b>III - Des modèles de gestion du personnel reliés         aux performances économiques.....</b>	<b>16</b>
<i>III.1 Nos indicateurs de gestion du personnel peuvent se résumer         en deux dimensions</i>	16
<i>III.2 Typologie des modes de gestion du personnel en cinq classes</i>	18
<b>IV - Le lien entre dispersion des salaires et productivité dépend         de la spécification retenue.....</b>	<b>21</b>
<b>V - Des résultats robustes aux effets de petits échantillons.....</b>	<b>23</b>
<i>V.1 L'hétérogénéité des politiques de gestion du personnel         est significative</i>	23
<i>V.2 Les faits stylisés présentés dans cette étude sont robustes         aux effets de petits échantillons</i>	24
<b>Conclusion.....</b>	<b>26</b>
<b>Références.....</b>	<b>27</b>
<b>Annexe A - Effet du plancher d'effectif sur la sélection des entreprises.....</b>	<b>28</b>
<b>Annexe B - Résultats détaillés de l'analyse de données.....</b>	<b>30</b>

<b>Annexe C - Complément sur le lien entre dispersion et salaire.....</b>	<b>33</b>
<b>Annexe D - Nature et traitement des effets de petits échantillons .....</b>	<b>34</b>
<b>Annexe E - Effets de petits échantillons sur les corrélations entre indicateurs.....</b>	<b>38</b>

## Introduction

Les écarts de rémunération entre les salariés du secteur privé proviennent pour une bonne part des caractéristiques des salariés telles que le diplôme, les qualifications, l'expérience. Mais les études empiriques montrent qu'elles sont également imputables à des caractéristiques propres aux entreprises qui les emploient, telles que leur secteur d'activité ou leur taille, mais aussi leur performance économique.

La littérature théorique sur les liens entre politiques salariales et performances économiques fournit de nombreuses pistes pour expliquer la relation positive ainsi mise en évidence entre le niveau des salaires et la productivité des entreprises. Cette corrélation positive entre niveaux de rémunération et performances économiques des entreprises peut traduire une causalité allant dans l'un ou l'autre sens. Selon les théories du salaire d'efficience, bien rémunérer les salariés les incite à être performants, que ce soit pour conserver leur place ou bien par esprit d'entreprise : selon ces théories, c'est donc la politique de rémunération qui a un effet causal sur les performances. Les théories supposant que salariés et employeurs se partagent une rente de marché due à une concurrence imparfaite mettent en avant des mécanismes de causalité inverse, où les salariés récupèrent une partie des bonnes performances de l'entreprise. Les deux mécanismes se conjuguent probablement pour expliquer la corrélation observée.

La politique de rémunération d'une entreprise ne concerne pas seulement le niveau moyen des salaires, mais aussi leur dispersion. Contrairement à la littérature sur les niveaux de salaires, la littérature théorique sur leur dispersion ne s'accorde pas sur le signe de la corrélation avec les performances économiques. Les théories du tournoi (Lazear et Rozen, 1981) formalisent des situations où les écarts salariaux stimulent une compétition entre salariés qui les rend plus productifs. À l'inverse, les théories du « fair wage » (qu'on peut traduire par « salaire juste », voir par exemple Akerloff et Yellen, 1988 et 1990) modélisent l'effort des salariés en fonction de leur positionnement au-dessus ou au-dessous de ce qu'ils estimerait être un « juste » salaire à leur égard. Des écarts de rémunération font alors courir le risque d'une démotivation des salariés les moins bien payés, sans que des gains de productivité des salariés les mieux rémunérés permettent de compenser cette perte. Une causalité inverse peut également être envisagée : une entreprise plus rentable pourra verser des primes individuelles importantes, ce qui peut accroître la dispersion des rémunérations.

Les travaux empiriques ne sont pas univoques sur le signe de la relation entre dispersion des salaires et productivité ni sur le sens de la causalité (voir Lallemand, Plasman et Rycx, 2005, pour une revue de littérature détaillée). Certains travaux ont mis en évidence des relations différentes selon le niveau de qualification des salariés ou les autres formes d'incitation utilisées pour motiver le personnel. En Italie, Iranzo, Schivardi et Tosetti (2006) trouvent que la productivité est positivement corrélée à la dispersion des salaires au sein de catégories homogènes de personnel (cadres ou non-cadres), mais négativement corrélée à l'écart de rémunération entre ces catégories. Sur données allemandes, Jirjahn et Kraft (2007) concluent à une corrélation globalement positive, forte lorsque l'entreprise rémunère à la pièce (évaluation juste des performances), mais faible lorsque la promotion interne est utilisée comme instrument d'incitation (comportements compétitifs de « sabotage »). En France, Koubi et Roux (2006) trouvent une relation positive entre dispersion salariale et productivité, mais ils ne distinguent pas selon les caractéristiques non salariales des politiques de gestion du personnel.

Dans cette étude, nous ne cherchons pas à apporter une réponse quant aux phénomènes à l'œuvre dans les liens entre politiques salariales et performances des entreprises, mais plutôt à explorer ces liens de façon plus approfondie. Nous différencions les politiques salariales par catégories socioprofessionnelles et nous examinons leurs liens non seulement avec les performances mais aussi avec d'autres indicateurs de gestion de la main-d'œuvre. Après avoir présenté les données et la méthode de calcul de nos indicateurs dans une première partie, nous présentons quelques faits stylisés sur les pratiques de gestion du personnel des entreprises. Dans une troisième partie, nous dégageons des grands modèles de gestion du personnel et analysons leurs liens avec les performances économiques. Une

analyse détaillée des liens entre dispersion des salaires et productivité est proposée en quatrième partie. Enfin, la cinquième partie aborde la robustesse des résultats aux erreurs de mesure sur nos indicateurs.

## I - Données et méthodologie

### I.1 Deux sources croisées exhaustives sur les salariés et les entreprises

Les déclarations annuelles de données sociales (DADS) constituent une source exhaustive sur les rémunérations des salariés du secteur privé (encadré 1). Les informations disponibles sont le sexe et l'âge du salarié, les caractéristiques de l'emploi (catégorie socioprofessionnelle, périodes d'emploi, type de contrat, temps plein ou partiel) et les salaires net et brut<sup>1</sup>. Les rémunérations excluent toutefois les participations et plans d'épargne salariale, qui sont des outils de rémunération incitatifs, mais qui représentaient moins de 3 % des rémunérations brutes versées en 2002 selon l'enquête sur la structure des salaires de l'Insee. Nous croisons les DADS avec les données fiscales, également exhaustives, afin de mesurer les performances des entreprises (encadré 1).

Nous travaillons sur les données de l'année 2007 en limitant le champ de l'étude aux entreprises de plus de 50 salariés du secteur marchand hors agriculture, finance, entreprises d'intérim, anciennes grandes entreprises nationales ou entreprises ayant des régimes juridiques semi-publics ou d'entrepreneur individuel. La notion d'entreprise utilisée ici correspond à l'unité légale repérée par un Siren. Elle est différente de celle définie dans le décret n°1354-2008 qui est plus large. Enfin, nous supprimons les entreprises ayant renouvelé plus de 75 % de leur personnel au premier janvier ou qui ont moins de 12,5 % des salariés présents l'année complète. En effet, ces cas atypiques peuvent correspondre à des restructurations qui affectent à la fois nos indicateurs de stabilité des emplois et les ratios comptables de performances, et peuvent entraîner des biais dans l'analyse. En conséquence, les entreprises ayant un personnel exceptionnellement instable sont mécaniquement écartées de l'étude. Nous parvenons ainsi à un total de 25 000 entreprises, employant 8 millions de salariés.

### I.2 Une analyse par catégories de personnel qui amène à restreindre le champ d'étude

Pour étudier les politiques salariales des entreprises envers différentes catégories de salariés, nous construisons des catégories de personnel (CP) en nous basant sur les catégories socioprofessionnelles (CS) des DADS, en excluant les chefs d'entreprise. Nous séparons les ouvriers et employés en deux catégories, qualifiés et non qualifiés, suivant la proposition de Burnod et Chenu (2001). Ceci nous conduit à distinguer quatre grandes catégories de personnel équilibrées en termes d'effectifs (tableau 1) : les ouvriers et employés non qualifiés ; les ouvriers et employés qualifiés ; les professions intermédiaires ; les cadres et professions intellectuelles supérieures.

**Tableau 1 : répartition des effectifs salariés en quatre catégories de personnel**

Catégorie de personnel	Millions de salariés	Répartition (en %)
Cadres	1,5	18,3
Professions intermédiaires	1,7	21,5
Employés et ouvriers qualifiés	2,5	31,7
Employés et ouvriers non qualifiés	2,3	28,6
Ensemble	8,0	100,0

<sup>1</sup> Pour l'étude des politiques de rémunération des entreprises, il peut sembler naturel de travailler à partir des salaires bruts, qui reflètent plus directement le coût du travail et intègrent les participations et l'épargne salariale dans les déclarations annuelles de données sociales. Toutefois, les salaires bruts intègrent la totalité des primes de licenciement, ce qui risque de créer un lien artificiel entre niveaux de rémunération et instabilité du personnel dans notre analyse. Le salaire net ne comprend pour sa part que la partie imposable des indemnités de licenciement, à savoir celle qui dépasse à la fois l'indemnité légale et un plafond fixé autour de 200€.



## **Encadré 1 : Sources de données et calcul des indicateurs de performances**

### **Déclarations annuelles de données sociales (DADS)**

Les DADS sont obligatoires pour toutes les entreprises du secteur privé. Elles sont utilisées en particulier pour le calcul ou le contrôle des cotisations de Sécurité sociale et d'assurance-chômage, le calcul de la taxe sur les salaires (employeurs non soumis à la TVA) et le pré-remplissage des déclarations de l'impôt sur le revenu. Les employeurs doivent remplir une déclaration par établissement et une déclaration pour chaque personne rémunérée directement au cours de l'année, où doivent figurer les rémunérations et les périodes afférentes.

Lorsqu'une personne a été rémunérée par une même entreprise sur deux postes différents en cours d'année, nous ne conservons que le poste correspondant au salaire mensuel le plus élevé. De plus, nous excluons les postes dont la rémunération nette est inférieure à 3 Smic mensuels et la durée inférieure à un mois (postes « annexe »). Ceci nous permet plus de comparabilité entre des entreprises ayant recours à l'intérim (absent des déclarations) et des entreprises ayant recours à des contrats courts.

### **Source fiscale et indicateurs de performances**

Les déclarations fiscales du bénéfice réel normal collectées par la Direction Générale des Finances Publiques pour le calcul de l'impôt sur les sociétés comportent des annexes où l'entreprise doit faire figurer le détail de ses comptes. Seules 500 entreprises de notre champ ne figurent pas dans ces déclarations.

Nous calculons la productivité apparente du travail comme le rapport entre la valeur ajoutée de l'entreprise et ses effectifs annuels en équivalent temps plein issus des DADS.

Le taux de marge est calculé comme le rapport de l'excédent brut d'exploitation à la valeur ajoutée.

Enfin, nous utilisons un concept de rentabilité d'exploitation, qui rapporte l'excédent brut d'exploitation à la somme des immobilisations productives et du besoin en fonds de roulement d'exploitation (capital productif uniquement). En effet, le mode de financement et les actifs financiers peuvent être fortement influencés par des stratégies de groupe et ne reflètent pas nécessairement les performances de l'entreprise considérée. Or près de 60 % des entreprises de notre échantillon appartiennent à un groupe.

Ces deux derniers indicateurs sont calculés bruts ou nets des dotations aux amortissements et provisions sur les immobilisations productives : en théorie, il est préférable de tenir compte de la dépréciation du capital au cours du temps par un calcul de rentabilité nette, mais en pratique, cette dépréciation est très mal mesurée par les amortissements comptables de sorte qu'un calcul de rentabilité brute peut paraître plus robuste. Nous comparerons systématiquement les résultats obtenus à partir des deux indicateurs.

Outre ces indicateurs de performances, nous calculons l'intensité capitaliste comme le rapport du capital productif (brut ou net) aux effectifs en équivalent temps plein. Cet indicateur permet d'éclairer les écarts parfois observés entre productivité et rentabilité : en présence d'une forte intensité capitaliste, on peut s'attendre à une productivité élevée (car les salariés disposent d'équipements importants) sans que la rentabilité soit plus forte (car la quantité de capital à rémunérer est plus importante).

Pour chaque indicateur, nous tronquons les 1 % de valeurs extrêmes en haut et en bas de la distribution. Les indicateurs faisant intervenir la valeur ajoutée ne sont calculés que lorsque celle-ci est positive.

Pour observer la politique salariale d'une entreprise envers les quatre catégories de personnel, il faut naturellement que cette entreprise emploie des salariés dans chaque catégorie. Pour garantir un minimum de précision dans l'observation des salaires, nous renforçons cette contrainte en imposant que chaque entreprise emploie au moins 5 salariés à temps plein dans chaque catégorie. Cette restriction réduit le nombre d'entreprises étudiées qui passe ainsi de 24 800 à 9 000. Notre échantillon d'étude contient encore toutefois les deux tiers des salariés du champ : leur nombre passe de 7,4 millions à 4,8 millions. En annexe A, se trouvent des descriptions par secteur et par taille de l'impact de cette sélection. Il faudra donc retenir que les résultats présentés ci-dessous sont valables sur un champ restreint à des entreprises de taille importante, dont la main-d'œuvre est diversifiée en termes de catégories de personnel. En contrepartie, ces résultats permettent une analyse différenciée par catégories de salariés des modes de gestion de l'emploi et des salaires et de leurs liens avec les performances économiques.

### ***1.3 Les salaires sont corrigés des caractéristiques individuelles pour mieux refléter les choix de politiques salariales des entreprises***

Pour cerner la politique salariale de l'entreprise, il faut éliminer la composante purement individuelle des salaires observés. Par exemple, les salariés plus expérimentés, réputés plus efficaces, peuvent obtenir des rémunérations supérieures aux autres sur le marché du travail. Une entreprise employant des salariés expérimentés en grande proportion versera donc des salaires supérieurs à la moyenne sans que cela traduise une politique salariale particulièrement généreuse. Nous contrôlons ainsi les salaires des caractéristiques pertinentes disponibles dans les données, à savoir : catégorie socioprofessionnelle, âge, sexe, localisation (Île de France ou non), embauche récente (présence du salarié l'année précédente, présence en début d'année civile) et nombre d'heures travaillées (encadré 2). Nous contrôlons également du type de contrat (CDI ou contrat court, contrat continu ou comportant des périodes d'interruption) car ils peuvent correspondre à des types de postes différents et donc justifier des écarts de rémunération.

Le modèle permettant de contrôler ces caractéristiques comporte un effet fixe de niveau entreprise croisé avec la CP (encadré 2), qui se comprend comme une « prime » donnée par l'entreprise à l'ensemble des salariés de la CP. Nous l'utilisons dans la suite de cette étude comme indicateur du niveau des salaires versés par l'entreprise à chaque CP. Le résidu de l'équation correspond à des écarts de salaires inexpliqués entre salariés de la même entreprise ayant une CP identique. Ces différences peuvent découler de politiques de rémunérations individualisées ou de caractéristiques objectives mal mesurées dans nos données, telles que l'expérience professionnelle ou des compétences précises. La dispersion de ces résidus est utilisée dans la suite de l'étude comme indicateur de dispersion des salaires versés par l'entreprise au sein d'une CP donnée. Il peut être vu comme un indicateur d'hétérogénéité plus ou moins forte de la qualité des salariés ou alors comme un indicateur d'individualisation des politiques salariales.

Pour plus de fiabilité, nos indicateurs de politiques salariales sont estimés à partir des seuls postes à temps plein, car les heures travaillées font souvent l'objet d'erreurs de déclaration dans la source DADS. Les apprentis, stagiaires et contrats aidés sont également exclus, ainsi que les 1 % d'individus aux deux extrêmes de la distribution des salaires pour chaque catégorie socioprofessionnelle.

## Encadré 2 - Méthode de calcul des indicateurs de niveau et dispersion des salaires

### Modèle

Pour chaque CP  $c$ , nous modélisons le salaire d'un salarié  $i$  d'une entreprise  $j$  à l'aide d'une régression linéaire à effet fixe. Les caractéristiques individuelles sont contenues dans le vecteur  $X_i$ . Le paramètre  $\mu_j^c$  est un effet fixe au niveau entreprise et CP :

$$\ln(s_{ij}) = X_i \cdot \beta^c + \mu_j^c + \varepsilon_{ij}$$

$\varepsilon_{ij}$  est un résidu, centré sur zéro et de variance  $\lambda_j^{c^2}$  qui caractérise la dispersion des salaires au sein de l'entreprise  $j$  pour la CP  $c$ .

### Méthode d'estimation

Pour chaque CP, nous estimons l'effet des caractéristiques individuelles par régression *within*, et nous en déduisons des salaires contrôlés des caractéristiques individuelles  $lsc_{ij}$ .

$$lsc_{ij} = \ln(s_{ij}) - X_i \cdot \hat{\beta}^c.$$

Ces salaires contrôlés servent de base au calcul des indicateurs de politiques salariales :

$$\hat{\mu}_j^c = \frac{1}{n_j^c} \sum_{i \in j} lsc_{ij}, \text{ moyenne des salaires contrôlés de l'entreprise } j \text{ pour la CP } c, \text{ et}$$

$$\hat{\lambda}_j^{c^2} = \frac{1}{n_j^c - 1} \sum_{i \in j} (lsc_{ij} - \hat{\mu}_j^c)^2, \text{ variance empirique des salaires contrôlés de l'entreprise } j \text{ pour la}$$

CP  $c$ .

Il est utile d'avoir un indicateur de niveau moyen de salaire au niveau entreprise. Il est construit alors comme la moyenne, pondérée des effectifs, des effets fixes par CP. On introduit alors les écarts, pour chaque catégorie, de l'effet fixe à la moyenne pour voir s'il existe un effet spécifique à chaque catégorie.

Ces indicateurs sont estimés sur de petits échantillons (nombre de salariés à temps plein au sein d'une catégorie de personnel dans une entreprise donnée) et peuvent donc comporter des erreurs de mesure importantes. L'ampleur et l'impact de ces erreurs sont discutés dans la dernière partie de ce travail.

### Comparaison avec les méthodes utilisées dans la littérature

Cette étape de contrôle des salaires par les caractéristiques observables conditionne l'ensemble de nos résultats sur les politiques salariales. Dans la régression *within*, l'effet des caractéristiques individuelles sur les salaires est identifié à partir des différences de salaires observées entre salariés d'une même entreprise possédant des caractéristiques différentes. D'autres modélisations sont utilisées dans la littérature, mais elles répondent moins bien aux objectifs de notre étude.

Lallemand et al. (2007) estiment l'équation de contrôle des salaires entreprise par entreprise, ce qui revient à dire que l'effet des caractéristiques individuelles des salariés varie d'une entreprise à l'autre. Cette méthode implique une erreur d'estimation importante sur les paramètres du fait des échantillons réduits disponibles pour chaque entreprise. De plus, elle ne permet pas de calculer un indicateur synthétique du niveau des salaires puisque la générosité des politiques salariales dépend des caractéristiques des salariés.

Koubi et Roux (2006) effectuent une régression linéaire simple sans effet fixe pour les entreprises, ce qui revient à supposer que la générosité des politiques salariales est indépendante des caractéristiques moyennes des salariés au sein des entreprises (voir Davezies, 2011, pour une comparaison des deux méthodes). Comme nous le montrons dans la suite de cette étude, cette hypothèse n'est pas vérifiée (par exemple, il existe une corrélation positive entre la proportion de salariés de plus de 50 ans et la générosité des politiques salariales). Dans ce cas, un modèle sans effet fixe produit des estimations biaisées.

## II - Quelques faits stylisés sur les politiques de gestion du personnel

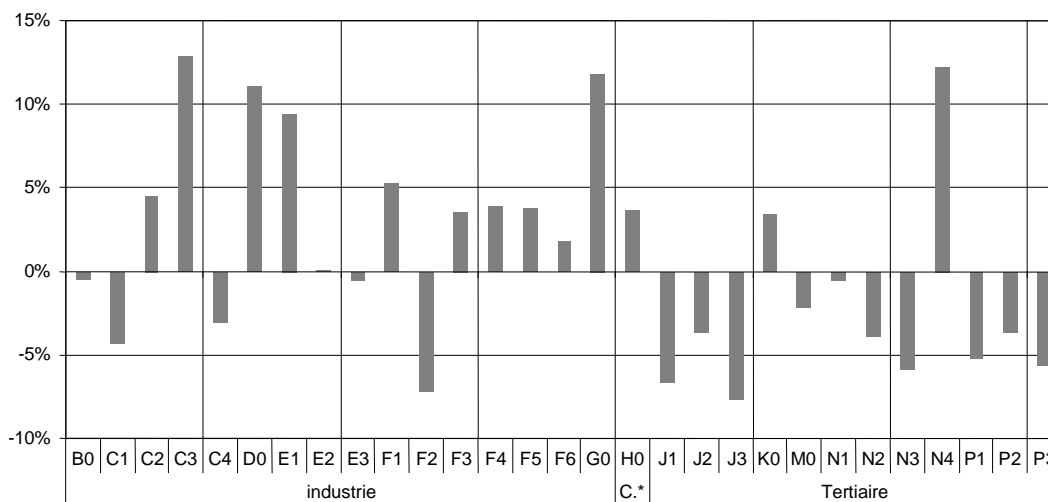
### II.1 L'industrie et la construction offrent les meilleures conditions d'emploi

Les effets fixes calculés dans l'encadré 2 permettent de comparer les niveaux de salaire entre secteurs, une fois pris en compte les caractéristiques individuelles observables des salariés. Il y a de grands écarts de rémunération moyenne suivant les secteurs. L'industrie propose des salaires plus élevés dans presque tous les secteurs en NES 36 (graphique 1). Certains secteurs comme l'industrie pharmaceutique (C3), l'automobile (D0), la construction aéronautique, navale et ferroviaire (E1) et l'énergie (G0) proposent même des rémunérations supérieures d'environ 10 % à la moyenne.

La construction offre des salaires de 3,6 % supérieurs à la moyenne. Le tertiaire offre en revanche des rémunérations inférieures à la moyenne dans presque tous les secteurs, exceptés le transport (K0) et la recherche et développement (N4). Les salaires dans les secteurs qui occupent beaucoup de personnes sont inférieurs de 5 % à la moyenne (commerce de détail (J1), services opérationnels aux entreprises (N3) et les hôtels et restaurants (P1)). Au vu de ces résultats, il est donc légitime de regrouper ces secteurs en trois grands secteurs : l'industrie, la construction et le tertiaire.

Pour toutes les catégories de personnel, les salaires apparaissent en moyenne plus élevés dans l'industrie et la construction que dans les secteurs tertiaires. La construction assure les plus hauts salaires pour les cadres (supérieurs de 5 % par rapport à la moyenne).

**Graphique 1 : Moyenne des écarts de salaire par secteur en NES 36**



\* : Construction, n'occupe qu'un secteur en NES 36.

En proportion, les ouvriers et employés qualifiés sont plus nombreux dans l'industrie et la construction (entre 40 % et 50 % de la main-d'œuvre, tableau 2) que dans le secteur tertiaire. Ces derniers se caractérisent par une plus forte proportion d'employés et d'ouvriers non qualifiés, essentiellement concentrés dans le commerce de détail et les services aux entreprises et aux particuliers.

Les entreprises de la construction et de l'industrie ont une main-d'œuvre qui travaille plus souvent à temps complet (95,5 % et 92 % respectivement) alors que le taux moyen dans le tertiaire est de 82 %. Les salariés sont aussi plus souvent en CDI (environ 90 %) contre 80 % pour le tertiaire. La stabilité effective des salariés s'en ressent fortement puisque, si 85 % des salariés de l'industrie en 2007 étaient présents dans l'entreprise l'année d'avant, ils ne sont que 72 % à être dans ce cas dans le tertiaire. De même, 77 % des salariés sont présents toute l'année 2007 dans l'industrie contre 68 % dans la construction et 60 % dans le tertiaire.

**Tableau 2 : Moyenne des indicateurs de condition d'emploi selon le secteur d'activité**

	En %		
	Industrie	Construction	Tertiaire
<b>Part dans l'emploi total</b>			
Cadres	17,0	13,5	10,9
Professions intermédiaires	23,4	23,0	18,3
Ouvriers et employés qualifiés	40,5	51,1	27,7
Ouvriers et employés non qualifiés	19,0	12,4	43,0
<b>Niveau de salaire (écart à la moyenne)</b>			
Cadres	2,2	5,0	-3,7
Professions intermédiaires	4,5	3,1	-5,4
Ouvriers et employés qualifiés	3,7	2,9	-5,7
Ouvriers et employés non qualifiés	4,4	3,6	-2,1
<b>Part selon le type d'emploi</b>			
En CDI	89,2	91,6	82,2
À temps complet	91,8	95,5	79,5
Présents en 2006	85,0	76,3	72,1
Présents toute l'année	77,0	68,4	59,8

La proportion de cadres augmente avec la taille : cette catégorie représente 15 % des effectifs des entreprises de plus de 1 000 salariés, mais seulement 12 % pour les entreprises comprenant entre 50 et 100 salariés (tableau 3).

Par ailleurs, le niveau des salaires est fortement lié à la taille de l'entreprise : quelle que soit la catégorie de personnel, plus l'entreprise est grande, plus le niveau des salaires est important. Si le taux de temps partiel est plus élevé dans les grandes entreprises que dans les plus petites, les indicateurs liés à la stabilité de la main-d'œuvre (part de CDI, turnover) varient peu avec la taille de l'entreprise.

**Tableau 3 : Moyenne des indicateurs de condition d'emploi selon la taille d'entreprise**

	En %			
	Taille d'entreprise			
	50-100 salariés	100-250 salariés	250-1 000 salariés	1 000 et + salariés
<b>Part dans l'emploi total</b>				
Cadres	12,6	10,8	13,1	15,4
Professions intermédiaires	21,7	19,9	21,0	21,2
Ouvriers et employés qualifiés	38,1	41,5	41,0	29,4
Ouvriers et employés non qualifiés	27,6	27,8	24,9	34,0
<b>Niveau de salaire (écart à la moyenne)</b>				
Cadres	-6,6	-4,1	-0,4	1,6
Professions intermédiaires	-3,4	-2,8	-1,0	1,6
Ouvriers et employés qualifiés	-5,1	-4,7	-0,9	3,4
Ouvriers et employés non qualifiés	-1,7	-2,1	0,0	0,7
<b>Part selon le type d'emploi</b>				
En CDI	85,6	85,8	86,7	85,7
À temps complet	92,2	90,8	89,6	82,1
Présents en 2006	77,9	79,5	79,2	77,4
présents toute l'année	68,1	69,4	69,0	67,3

## II.2 Dans les entreprises, la stratégie de gestion du personnel est homogène entre catégories de personnel

Les conditions d'emploi sont différentes d'une catégorie de personnel à l'autre. Corrigés des caractéristiques individuelles, les salaires et leur dispersion sont plus élevés pour les cadres et les professions intermédiaires que pour les employés et ouvriers. Les cadres sont également plus souvent employés en CDI : plus de la moitié des entreprises de notre échantillon emploient l'intégralité de leurs cadres en CDI tandis que la proportion médiane de CDI parmi les employés et ouvriers non qualifiés n'est que de 80 %. Cela s'accompagne d'une plus forte proportion de temps pleins, ainsi que d'une dispersion des salaires assez forte (tableau 4).

À l'opposé, les employés et ouvriers non qualifiés sont moins souvent en CDI (la moitié des entreprises ont moins de 80 % de cette catégorie en CDI), sont plus souvent à temps partiel et la dispersion des salaires dans chaque entreprise est aussi plus faible.

**Tableau 4 : médiane des indicateurs de gestion du personnel pour les différentes catégories de personnel**

Catégorie de personnel	Proportion de CDI (en %)	Proportion de temps complets (en %)	Dispersion des salaires
Cadres	100,0	97,9	0,29
Professions intermédiaires	96,3	95,8	0,20
Employés et ouvriers qualifiés	92,3	94,1	0,15
Employés et ouvriers non qualifiés	80,0	91,9	0,13

*Lecture* : La moitié des entreprises de notre échantillon ont une proportion de CDI supérieure à 96,3 % parmi leurs salariés des professions intermédiaires.

Si les conditions d'emplois sont différentes suivant les CP, on ne peut pas dire pour autant que les entreprises aient des stratégies différenciées entre les catégories : lorsqu'une entreprise s'éloigne du comportement moyen en matière de rémunération ou de types de contrats d'embauche, elle tend à le faire de la même façon pour toutes les catégories de personnel.

On constate ainsi que nos indicateurs de niveaux de rémunération sont fortement corrélés entre les différentes catégories socioprofessionnelles de salariés (tableau 5). Le niveau de rémunération des professions intermédiaires est corrélé à 55 % avec celui des cadres, à 68 % avec celui des employés et ouvriers qualifiés et à 53 % avec celui des employés et ouvriers non qualifiés. De façon générale, les niveaux de rémunération sont d'autant plus corrélés entre catégories de personnel que celles-ci sont proches en termes d'échelle sociale. En conséquence, la corrélation moyenne avec les autres catégories est plus forte pour les catégories intermédiaires (59 % pour les professions intermédiaires et 61 % pour les employés et ouvriers qualifiés) que pour les catégories extrêmes (44 % pour les cadres et 52 % pour les employés et ouvriers non qualifiés).

**Tableau 5 : Corrélations des niveaux de salaires entre catégories de personnel**

Catégorie de personnel	Coefficients de corrélation (en %)				Moyenne autres CSP
	Cadres	Prof. Interm.	Emp./ouv. qualifiés	Emp./ouv. non qualif.	
Cadres et professions supérieures	100	55	44	33	44
Professions intermédiaires	55	100	68	53	59
Employés et ouvriers qualifiés	44	68	100	71	61
Employés et ouvriers non qualifiés	33	53	71	100	52

*Lecture* : Le niveau de rémunération des cadres est corrélé à 55 % avec le niveau de rémunération des professions intermédiaires. Sa corrélation moyenne avec le niveau de rémunération des trois autres catégories (professions intermédiaires, employés et ouvriers qualifiés, employés et ouvriers non qualifiés) est de 44 %. Toutes les corrélations présentées sont significatives au seuil de 1 %.

Les autres indicateurs de gestion du personnel sont également corrélés positivement entre les catégories de personnel, et ce d'autant plus que les catégories sont proches. Par souci de concision, nous ne produisons que les corrélations moyennes de chaque catégorie avec les trois autres (tableau 6). L'homogénéité entre catégories de personnel est plus forte en termes de niveaux de salaires ou de proportion de CDI qu'en termes de proportion de temps complets<sup>2</sup>.

**Tableau 6 : Corrélations des indicateurs de gestion du personnel entre catégories de personnel**

	Corrélations moyennes avec les autres CSP (en %)			
	Niveaux de salaires	Dispersion des salaires	Proportion de CDI	Proportion de temps complets
Cadres	44	9	41	17
Professions intermédiaires	59	16	49	26
Employés et ouvriers qualifiés	61	17	47	33
Employés et ouvriers non qualifiés	52	14	32	28

*Lecture* : La corrélation moyenne entre la dispersion des salaires des cadres et la dispersion des salaires des trois autres catégories (professions intermédiaires, employés et ouvriers qualifiés, employés et ouvriers non qualifiés) est de 9 %.

### **II.3 Les entreprises qui versent de hauts salaires pratiquent aussi de fortes disparités salariales**

Les entreprises qui versent des salaires supérieurs à la moyenne sont aussi celles où ils sont les plus variables d'un salarié à l'autre (tableau 7). Ce phénomène découle en partie des contraintes institutionnelles : compte tenu du plancher salarial formé par le Smic, une forte dispersion des salaires ne peut exister qu'en présence de hauts salaires. On constate ainsi que la corrélation entre indicateur de niveau et indicateur de dispersion est plus forte pour les catégories les moins qualifiées, pour lesquelles le Smic joue un rôle important.

Toutefois, la corrélation entre niveau et dispersion des salaires reste positive au sein de la catégorie des cadres, où les salaires sont peu contraints par le Smic. Les années 1990 et 2000 ont vu se généraliser la pratique de primes individuelles à la performance individuelle qui concernaient en 2004 les deux tiers des cadres et plus de la moitié des autres salariés (Chaput et Wolff, 2008). La mise en place de ces primes dans de nombreuses entreprises peut expliquer à la fois des salaires plus élevés et une dispersion plus importante, pour peu que les performances des salariés soient hétérogènes.

**Tableau 7 : Corrélations entre les indicateurs de niveau et de dispersion des salaires**

Catégorie de personnel	Coefficient de corrélation (en %)	
Cadres	21,0	***
Professions intermédiaires	17,6	***
Employés et ouvriers qualifiés	27,1	***
Employés et ouvriers non qualifiés	33,2	***
Toutes catégories confondues	21,7	***

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

### **II.4 Pour les salariés les moins qualifiés, des salaires élevés sont associés à une forte stabilité des contrats et du personnel**

Nous calculons un indicateur de stabilité effective des salariés en considérant la proportion de salariés qui sont présents dans l'entreprise du 1<sup>er</sup> janvier au 31 décembre. Cet indicateur

<sup>2</sup> Le manque d'homogénéité entre catégories dans les stratégies de dispersion des salaires tient principalement à des erreurs de mesure plus importantes que sur les autres indicateurs (voir dernière partie).

est fortement corrélé à la proportion de contrats en CDI, pour chaque catégorie de personnel (tableau 8). Le type de contrat proposé aux salariés apparaît donc comme un facteur décisif de stabilisation de la main-d'œuvre, notamment pour les catégories des employés et ouvriers où la corrélation entre stabilité effective et proportion de CDI atteint 48 à 63%. Ce constat reste valable dans une moindre mesure pour les cadres ou les professions intermédiaires où la corrélation n'est que de 13 à 28 %.

**Tableau 8 : Corrélations entre les proportions de CDI et les indicateurs de stabilité effective**

Catégorie de personnel	Corrélation entre la proportion de CDI et la stabilité effective	
	Proportion de CDI	Stabilité effective
Cadres	13	***
Professions intermédiaires	28	***
Employés et ouvriers qualifiés	48	***
Employés et ouvriers non qualifiés	63	***

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

Pour les employés et ouvriers non qualifiés, le niveau des salaires est lié positivement à la stabilité des contrats, avec une corrélation de 7,5 % (tableau 9). Ce résultat ne doit pas être interprété comme traduisant le fait qu'un salarié en CDI obtient en moyenne un salaire plus élevé qu'un salarié en contrat court. Le type de contrat figure en effet parmi les variables de contrôle de l'équation de salaires. Ce résultat signifie plutôt que les politiques de ressources humaines basées sur la stabilité des contrats et celle des niveaux de salaires sont souvent jointes<sup>3</sup>. Ainsi, les entreprises qui ont plus de CDI parmi les moins qualifiés seraient aussi celles qui tendent à les rémunérer au-delà des salaires habituels à type de contrat donné.

Le constat est inverse pour les cadres : les entreprises qui les emploient souvent en CDI sont aussi celles qui leur versent des salaires moins élevés à type de contrat donné (corrélation de - 3,3 %). L'emploi en CDI est toutefois une norme forte pour les cadres : 61 % des entreprises n'ont que des cadres en CDI. C'est donc plutôt la présence de cadres en contrat précaire, assez atypique, qui est associée à des rémunérations plus fortes que la moyenne.

Les entreprises qui versent des salaires supérieurs à la moyenne ont une forte stabilité des salariés sauf dans la catégorie des cadres. Les salaires sont plus fortement liés à la stabilité effective qu'à la stabilité des contrats car de fortes rémunérations incitent les salariés à conserver leur emploi quand ils le peuvent.

**Tableau 9 : Corrélations entre le niveau des salaires et les indicateurs de stabilité**

Catégorie de personnel	Corrélation du niveau des salaires avec :	
	la proportion de CDI	la stabilité effective
	Corrélations en %	
Cadres	- 3,3 ***	- 1,5
Professions intermédiaires	- 1,6	+ 8,3 ***
Employés et ouvriers qualifiés	+ 0,4	+ 8,0 ***
Employés et ouvriers non qualifiés	+ 7,5 ***	+ 9,6 ***

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

Lecture : l'indicateur de niveau de rémunération des cadres est corrélé à - 3,3 % avec la proportion de CDI parmi les cadres et à - 1,5 % avec l'indicateur de stabilité effective des cadres.

<sup>3</sup> Ce résultat confirme celui trouvé par Abowd, Kramarz et Roux (2006).



### **III - Des modèles de gestion du personnel reliés aux performances économiques**

Afin d'obtenir des profils types de gestion de l'emploi et des salaires, nous étudions simultanément l'ensemble des indicateurs de composition et de gestion du personnel par des méthodes d'analyse de données. Certains indicateurs sont calculés au niveau de l'ensemble des salariés d'une entreprise (proportion des quatre catégories de personnel, proportion de salariés de moins de 30 ans, proportion de salariés de plus de 50 ans, proportion de stagiaires et d'apprentis, proportion de contrats aidés) tandis que d'autres indicateurs distinguent les quatre catégories de personnel (niveau et dispersion des salaires, proportion de CDI, proportion de travailleurs à temps complet)<sup>4</sup>. Les performances économiques et les caractéristiques structurelles des entreprises telles que la taille, le secteur d'activité ou l'appartenance à un groupe ne sont pas utilisées pour construire la typologie, mais servent à illustrer les résultats.

#### ***III.1 Nos indicateurs de gestion du personnel peuvent se résumer en deux dimensions***

Une analyse en composantes principales permet de dégager les points communs entre nos 24 indicateurs de composition et de gestion du personnel : elle fait ressortir deux dimensions, ou « axes factoriels », qui résument à eux seuls 28 % de l'information. La projection des indicateurs dans le premier plan factoriel formé par ces axes est la meilleure représentation en deux dimensions des corrélations entre indicateurs (graphique 2). Les variables sont d'autant mieux caractérisées par les axes qu'elles se projettent loin de l'origine et à proximité du cercle unité. La qualité de représentation (distance à l'origine) est la plus forte pour les indicateurs de niveaux des salaires, d'âge du personnel, de proportion des différentes catégories de personnel et de taux d'emploi en CDI (tableau B.1 en annexe B). Elle est faible en revanche pour les indicateurs de dispersion des salaires, pour partie en raison d'un manque de précision dans leur estimation (voir dernière partie de cette étude).

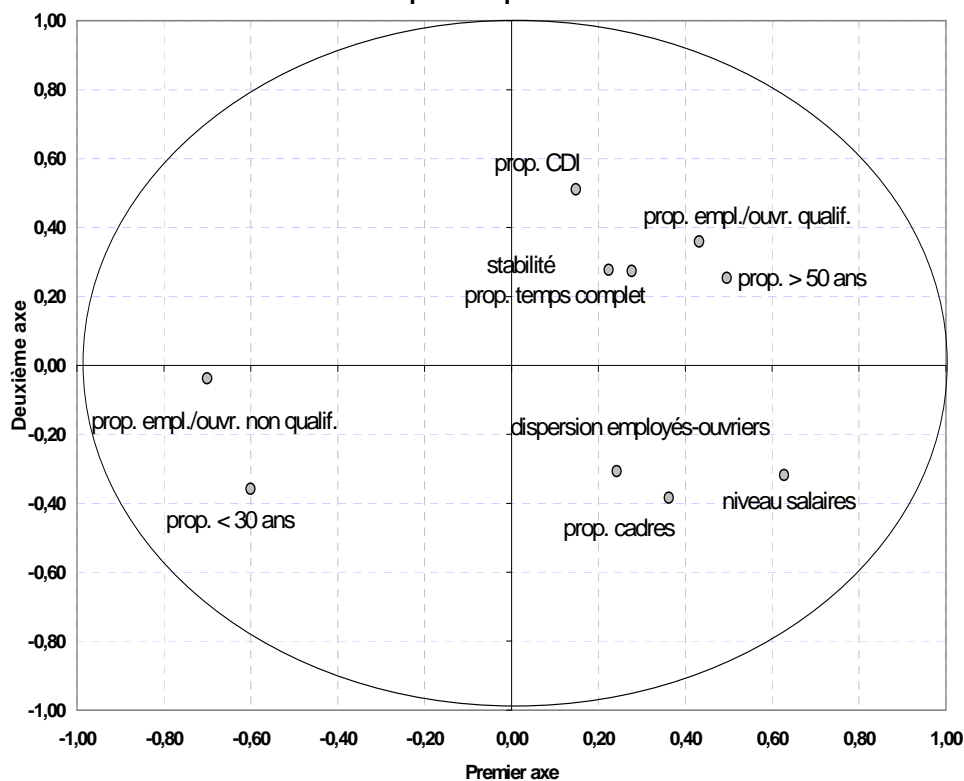
Le premier axe factoriel résume 16 % de l'information contenue dans les indicateurs de composition et de gestion de la main-d'œuvre. Il est principalement caractérisé par des salaires élevés, et un personnel plus âgé et plus qualifié que la moyenne (faible proportion d'employés et ouvriers non qualifiés). Rappelons que le lien positif observé entre ces trois caractéristiques n'a rien de mécanique puisque nos indicateurs de politiques salariales sont corrigés de l'âge et de la catégorie socioprofessionnelle des salariés. On peut en conclure que les entreprises qui emploient du personnel âgé et qualifié ont des politiques de rémunération plus généreuses que la moyenne envers toutes les catégories de salariés, et pour tous les âges. L'axe est également corrélé positivement avec la proportion de salariés employés à temps complet et dans une moindre mesure avec la proportion de CDI et la dispersion des salaires. C'est pourquoi nous l'interprétons comme une dimension de « conditions d'emploi favorables aux salariés ».

Le deuxième axe factoriel résume 12 % de la variance des indicateurs de gestion de la main-d'œuvre en opposant les entreprises qui favorisent la stabilité des contrats à celles qui favorisent les salaires. Les entreprises qui privilégient la stabilité des contrats emploient souvent à temps complet, comportent beaucoup d'employés et ouvriers qualifiés et ont un personnel âgé. Les entreprises qui favorisent les salaires emploient beaucoup de cadres et ont un personnel jeune avec une forte dispersion des salaires parmi les employés et ouvriers.

---

<sup>4</sup> Les méthodes d'analyse de données utilisées dans cette partie sont très sensibles aux valeurs extrêmes. Pour éviter que l'ensemble de l'analyse ne repose que sur quelques entreprises très particulières ou ayant commis des erreurs de déclaration, nous plafonnons les variables de proportion par la méthode de Winsor : les 5 % supérieurs de la distribution sont ramenés à la valeur du quantile à 95 % et les 5 % inférieurs de la distribution à celle du quantile à 5 %.

**Graphique 2 : représentation des indicateurs des gestions de la main-d'œuvre dans le premier plan factoriel**



*Lecture* : La proportion de salariés de plus de 50 ans est corrélée à 50 % avec le premier axe factoriel et à 25 % avec le second.

*Choix des indicateurs représentés* : par souci de lisibilité, nous ne représentons que les indicateurs ayant une qualité de représentation supérieure à un tiers. Lorsque les indicateurs correspondant à nos quatre catégories socioprofessionnelles sont proches, nous représentons à leur place un indicateur moyen. L'indicateur de stabilité effective des salariés est ajouté à titre illustratif.

La gestion des ressources humaines est liée de façon significative aux performances économiques des entreprises. Les entreprises offrant des conditions d'emploi favorables aux salariés sont plus productives que la moyenne, même en tenant compte de la surreprésentation des catégories socioprofessionnelles les plus qualifiées : la corrélation entre le premier axe factoriel et la productivité par tête est de + 25 % après correction de la structure de CP (tableau 10). Cette productivité supérieure à la moyenne est à relier à une intensité capitaliste supérieure à la moyenne (corrélations de + 22 % à + 29 %). Ces entreprises sont néanmoins moins rentables que la moyenne (corrélations de - 6 % à - 7 % selon l'indicateur de rentabilité retenu). Les entreprises qui privilégient la stabilité des contrats relativement aux niveaux de rémunération ont des performances inférieures à la moyenne à la fois en termes de productivité (corrélation de - 15 % avec le deuxième axe factoriel) et en termes de rentabilité (corrélation de - 3 % à - 4 %). Leur intensité capitaliste est inférieure à la moyenne (corrélation de - 13 % à - 14 %). Ces résultats ne découlent pas uniquement de spécificités sectorielles : ils sont pour l'essentiel robustes à la correction des effets liés au secteur et à la taille des entreprises.

**Tableau 10 : Corrélations entre les axes factoriels et les indicateurs comptables**

Indicateur comptable	Coefficients de corrélation en %							
	Liens avec l'axe "qualité d'emploi"				Liens avec l'axe "stabilité versus rémunération"			
	bruts		corrigés (1)		bruts		corrigés (1)	
Logarithme productivité par tête	43	***	41	***	-22	***	-25	***
Log. productivité contrôlée de la structure CSP	25	***	28	***	-15	***	-16	***
Rentabilité d'exploitation brute	-7	***	-3	***	-4	***	-2	*
Rentabilité d'exploitation nette	-6	***	-2	*	-3	**	0	
Taux de marge brut	0		0		0		1	
Taux de marge net	-1		-2	**	1		2	**
Intensité capitalistique brute	29	***	30	***	-13	***	-15	***
Intensité capitalistique nette	22	***	23	***	-14	***	-15	***

(1) Résultats obtenus sur variables corrigées des effets secteur et de la taille. La correction consiste à retrancher pour chaque entreprise la moyenne correspondant à son secteur (en NES 36) et à sa tranche de taille (en quatre tranches).

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

### III.2 Typologie des modes de gestion du personnel en cinq classes

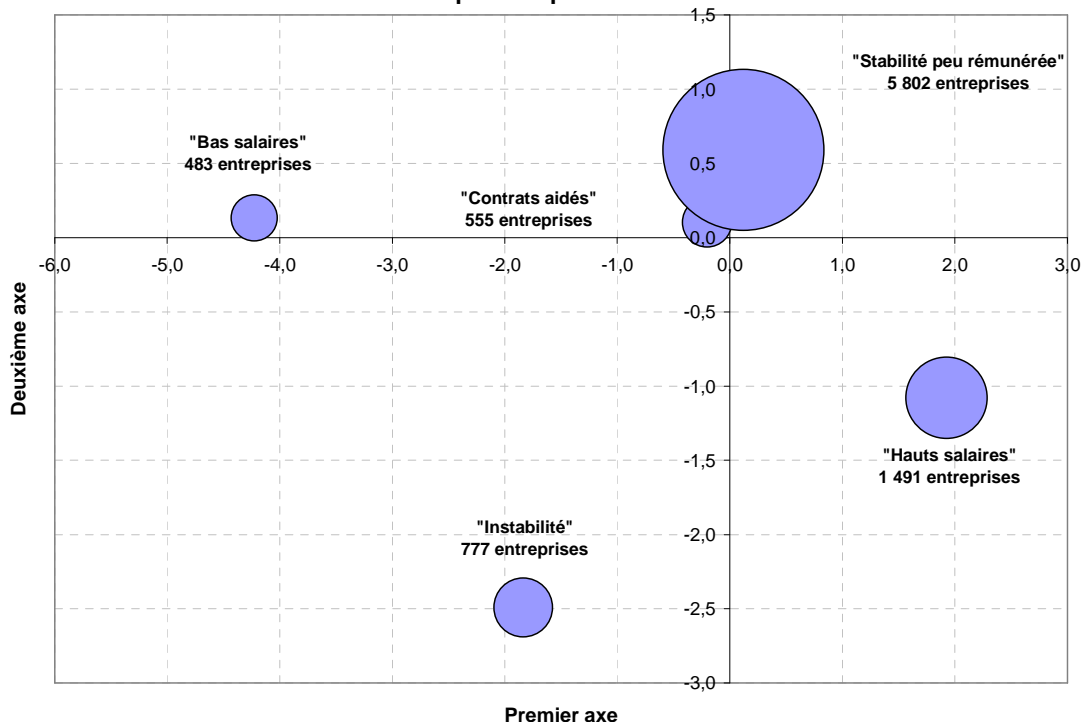
Une classification ascendante hiérarchique par la méthode de Ward permet de constituer des classes d'entreprises en regroupant celles qui sont les plus homogènes du point de vue des indicateurs de composition et de gestion du personnel. Nous retenons une typologie en cinq classes, qui permet d'expliquer 16 % des écarts entre entreprises sur l'ensemble des indicateurs de gestion du personnel.

Le graphique 3 représente les cinq classes retenues sur les deux premiers axes factoriels de l'analyse en composantes principales. En effet, ces axes représentent l'ensemble des variables mieux que certaines variables en particulier. On peut alors caractériser plus facilement les politiques salariales et de ressources humaines propres à chaque classe.

La classe la plus importante regroupe 64 % des entreprises, et se situe donc à proximité de la moyenne des entreprises (graphique 3, « stabilité peu rémunérée »). Elle s'en distingue néanmoins par une stabilité de la main-d'œuvre légèrement plus forte (proportion de CDI supérieure à la moyenne de un à cinq points pour les catégories non cadres) et des rémunérations plutôt faibles (salaires inférieurs de 1,0 à 2,4 % à la moyenne selon les catégories de salariés) (tableau B.2 en annexe). La proportion de salariés de moins de 30 ans est inférieure à la moyenne (- 3,8 points) et les employés et ouvriers qualifiés sont plus nombreux (+ 3,6 points). Ces entreprises sont en moyenne de petite taille mais présentent peu de spécificités sectorielles (voir tableau de caractérisation sectorielle des classes en annexe). Elles sont légèrement moins productives que la moyenne (- 3,3 % en tenant compte de la structure de CP) et ce sont surtout les moins rentables (respectivement - 0,9 et - 1,3 point de taux de rentabilité brut et net par rapport à la moyenne) en dépit d'une intensité capitalistique modérée.

La deuxième classe la plus importante regroupe 16 % des entreprises, et se caractérise par des salaires très supérieurs à la moyenne : + 11 à + 14 % selon la catégorie de salariés (graphique 3 : « hauts salaires »). La main-d'œuvre comporte beaucoup de cadres (+ 8 points) et peu d'employés et ouvriers non qualifiés (- 14 points). Lorsqu'ils sont néanmoins employés dans ces structures, ces derniers travaillent souvent à temps plein (+ 3,8 points). Ces entreprises sont de taille légèrement supérieure à la moyenne et appartiennent plus souvent à des groupes. Elles présentent peu de spécificités sectorielles en dehors du fait que la construction et la pharmacie y sont surreprésentées et le commerce de détail pratiquement absent. Ces entreprises ont la plus forte intensité capitalistique et la plus forte productivité (+ 17 % en tenant compte de la structure de CP) mais une rentabilité proche de la moyenne.

**Graphique 3 : représentation de la typologie des modèles de gestion du personnel dans le premier plan factoriel**



*Lecture* : La classe d'entreprises « Stabilité peu rémunérée » contient 5 802 entreprises. Celles-ci se situent en moyenne aux coordonnées + 0,12 sur le premier axe et + 0,59 sur le deuxième axe, tandis que la moyenne de l'ensemble des entreprises se situe aux coordonnées (0,0). La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'entreprises dans chaque classe.

La troisième classe regroupe 9 % des entreprises et se caractérise par une forte instabilité des contrats de travail et de forts taux de temps partiels (graphique 3, « instabilité ») : la proportion de CDI y est inférieure à la moyenne de 3 à 24 points selon les catégories de salariés, et la proportion de travailleurs à temps plein inférieure de 2 à 6 points. Dans les deux cas, ce sont les catégories les moins qualifiées qui sont les plus fortement pénalisées. Cette instabilité s'accompagne de salaires inférieurs à la moyenne de 1,2 à 4,8 %. Ces entreprises emploient beaucoup d'employés et ouvriers non qualifiés (+ 13 points), au détriment des employés et ouvriers qualifiés (- 14 points) et la main-d'œuvre y est plus jeune que la moyenne (+ 17 points de salariés de moins de 30 ans). Ces entreprises sont de taille moyenne mais ont une spécificité sectorielle assez forte : les secteurs du commerce de détail, de l'hôtellerie-restauration et des activités récréatives, culturelles ou sportives y sont surreprésentés tandis que la construction est sous-représentée. La productivité est inférieure à la moyenne (- 4 % en tenant compte de la structure de CP) mais la rentabilité supérieure (+ 2,7 et + 3,6 points de taux de rentabilité brut et net). Cette performance correspond à une stratégie de main-d'œuvre flexible et peu qualifiée, qui permet des économies sur la masse salariale.

La quatrième classe regroupe 6 % des entreprises et se caractérise par un fort recours aux contrats aidés (graphique 3, « contrats aidés »). Ces entreprises ont les plus forts taux de temps pleins parmi les trois catégories supérieures (+ 0,9 à + 1,8 point), mais sont assez proches de la moyenne en ce qui concerne les autres indicateurs de gestion du personnel. Elles sont de taille supérieure à la moyenne et les secteurs de la construction, des transports, des activités immobilières et de l'hôtellerie-restauration y sont surreprésentés. Leurs performances économiques ne sont pas significativement différentes de la moyenne.

Une dernière classe regroupe 5 % des entreprises et se caractérise par des salaires très inférieurs à la moyenne (graphique 3, « bas salaires ») : de - 9 % pour les employés et ouvriers non qualifiés à -18 % pour les cadres. La dispersion des salaires est également plus

faible. Parmi les cinq classes, ces entreprises ont en moyenne la plus forte proportion d'employés et ouvriers non qualifiés (+ 45 points) et de salariés de moins de 30 ans (+ 23 points) et la plus faible proportion de salariés de plus de 50 ans (- 11 points). C'est au sein de cette classe que les proportions de travailleurs à temps plein sont les plus faibles parmi les cadres (- 4 points) comme parmi les employés et ouvriers qualifiés (- 7 points) et non qualifiés (- 33 points). Les proportions de CDI sont fortes pour les cadres (+ 2 points) et les professions intermédiaires (+ 4 points) mais faibles pour les employés et ouvriers non qualifiés (- 6 points). Ces entreprises ont les plus gros effectifs et la plus forte spécificité sectorielle : 73 % d'entre elles appartiennent au commerce de détail. L'hôtellerie-restauration est également surreprésentée. Elles appartiennent moins souvent à des groupes que la moyenne. Ces entreprises sont de loin les moins productives (- 7,7 % en tenant compte de la structure par CP) et les plus rentables (+ 5,6 et + 8,1 points de rentabilité brute et nette) et affichent des taux de marge supérieurs à la moyenne (+ 4 à 5 points). Ces entreprises jouent encore plus fortement que celles de la classe « instabilité » sur la composition du personnel pour réduire le coût de la main-d'œuvre et versent en outre des salaires plus faibles à composition donnée. Elles bénéficient de plus d'une intensité capitaliste inférieure à la moyenne. Si elles embauchent plus souvent en CDI que les entreprises de la classe « instabilité », la stabilité effective des salariés y est similaire, et inférieure à la moyenne de 18 points.

#### IV - Le lien entre dispersion des salaires et productivité dépend de la spécification retenue

La méthode utilisée très généralement par des articles traitant de l'impact de la dispersion des salaires sur la performance des entreprises (voir Koubi et Roux 2006, Lallemand et al. 2007 et Iranzo et al. 2008) consiste à contrôler le salaire des caractéristiques individuelles observées, puis à calculer un indicateur de dispersion global à partir des résidus de cette équation. Les auteurs régressent ensuite la productivité par tête sur ces indicateurs avec des variables de contrôle (taille, secteur). Ils obtiennent le plus souvent un lien positif entre dispersion des salaires et productivité, ce qu'ils interprètent en faveur de la théorie du tournoi (pour un panorama, voir Lallemand et al. 2005).

Ces études évaluent en général un effet moyen et ne cherchent pas à différencier la dispersion des salaires par catégories des salariés. Or, les différentes théories proposées (coopération, tournoi) n'ont pas *a priori* la même pertinence suivant les catégories de salariés. Il semble donc plus pertinent de regrouper en populations homogènes pour ensuite tester l'impact de la dispersion des salaires sur la productivité.

Un autre phénomène à prendre en compte est la corrélation positive entre niveau de salaire et dispersion qui a été explicitée précédemment. Or le niveau reflète, au moins en partie, la productivité du salarié. Dès lors, une régression de la productivité sur la dispersion empirique qui ignorerait le niveau de salaire peut capter une partie de cette corrélation. Pour traiter ce problème, on choisit donc d'estimer le lien entre productivité et dispersion des salaires en introduisant également dans la régression le niveau de salaire. De nouveau, il est important de souligner qu'il est difficile d'attribuer une relation causale à ces estimations : le lien entre productivité et niveau de salaire peut aller dans les deux sens. En annexe C, sont présentés les résultats sur d'autres indicateurs de performances (tableau C.1). Les résultats vont globalement dans le même sens que ce qui est présenté après.

Les résultats présentés ici concernent les entreprises ayant au moins cinq salariés dans toutes les catégories socioprofessionnelles. Les résultats sont poursuivis en annexe (tableau C.2) par le même type de régression sur les autres entreprises suivant les différentes catégories de salariés présentes. La comparaison permet de souligner la robustesse des résultats. Les variables n'apparaissant pas dans le tableau 11 sont des variables de contrôle classiques : secteur (NES 36), taille (en 3 classes), logarithme du capital par tête, et composition de la main-d'œuvre (poids des CP, âge, présence l'année précédente, ...).

Comme attendu, le coefficient du niveau moyen des salaires est fortement significatif, ce qui traduit que le salaire reflète en partie la productivité. Les niveaux moyens de rémunération entre catégorie sont corrélés entre eux, et ce résultat se retrouve ici : les écarts à la moyenne des salaires sont peu significatifs.

L'écart à la moyenne des salaires est significativement négatif pour les ouvriers et employés non qualifiés. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que leurs salaires sont moins indexés sur la productivité, car leur salaire est souvent plus lié au salaire minimum.

Les variables de dispersion des salaires sont également peu significatives. Le lien est non significatif pour les cadres, les professions intermédiaires et pour les ouvriers et employés non qualifiés. Pour ces catégories, il n'y aurait pas de lien clair entre dispersion et productivité. Le lien est en revanche significativement négatif pour les ouvriers et employés qualifiés. Pour cette catégorie, une forte dispersion est accompagnée d'une productivité plus faible.

**Tableau 11 : coefficients de la régression du logarithme de la productivité par tête**

	Coefficient
<b>Niveau moyen des salaires</b>	1,31***
<b>Écart par catégorie au niveau moyen</b>	
Cadres	0,03
Professions intermédiaires	0,11**
Ouvriers et employés qualifiés	-0,12
Ouvriers et employés non qualifiés	-0,18**
<b>Dispersion des salaires</b>	
Cadres	0,01
Professions intermédiaires	-0,16
Ouvriers et employés qualifiés	-1,04***
Ouvriers et employés non qualifiés	0,25
<b>Part dans l'emploi</b>	
Cadres	1,06***
Professions intermédiaires	0,5***
Ouvriers et employés qualifiés	0,11***
Ouvriers et employés non qualifiés	Ref

Significativité : \* 10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

Pour comparer nos résultats à ceux des précédentes études, nous proposons une variante de notre modèle de productivité sans contrôler des niveaux de rémunération (tableau 12). Nous trouvons alors un lien positif entre la productivité et la dispersion des salaires pour les employés et ouvriers non qualifiés. De fait, la corrélation entre dispersion et niveau de salaire dans chaque catégorie est importante : une forte dispersion indique un fort niveau moyen, et donc a un lien positif avec la productivité. Ces résultats montrent donc que les interprétations qu'on peut faire de ces résultats sont très sensibles à la spécification retenue, et qu'il est donc important d'être prudent sur l'interprétation qu'on peut en faire.

**Tableau 12 : coefficients de la régression du logarithme de la productivité par tête (uniquement la dispersion des salaires)**

	Coefficient	
dispersion des salaires	Cadres	0,07
	professions intermédiaires	0,02
	ouvriers et employés qualifiés	0,59*
	ouvriers et employés non qualifiés	1,41***
part dans l'emploi	Cadres	1,21***
	professions intermédiaires	0,50***
	ouvriers et employés qualifiés	0,09***
	ouvriers et employés non qualifiés	Ref

Significativité : \* 10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

## V - Des résultats robustes aux effets de petits échantillons

Les indicateurs de gestion du personnel estimés sur de petits échantillons ne reflètent qu'imparfaitement les politiques des entreprises. Par exemple, si une entreprise n'emploie que cinq employés et ouvriers non qualifiés, le taux d'emploi en CDI parmi eux ne peut prendre que l'une des six valeurs suivantes : 0 %, 20 %, 40 %, 60 %, 80 % ou 100 %. Une politique qui consisterait à embaucher la moitié des salariés en CDI est donc en pratique irréalisable. Outre ces problèmes d'unités entières, l'entreprise doit tenir compte de la diversité des salariés pour fixer les conditions d'emploi. Par exemple, elle peut être amenée à remplacer un poste à temps plein par deux temps partiels ou *vice-versa* en fonction des candidats qu'elle rencontre.

Les politiques de gestion du personnel mises en œuvre comportent donc un aléa (une erreur de mesure) lié à la sélection aléatoire d'un petit nombre de salariés. Sur un grand nombre de salariés, les aléas se compensent mutuellement, mais ce n'est pas le cas pour des effectifs de l'ordre de cinq salariés. Ces erreurs de mesure, dites « effets de petits échantillons », peuvent donner l'impression que les entreprises ont des politiques de gestion du personnel différentes alors que les écarts observés ne proviennent que de l'aléa statistique. Il importe de vérifier que tel n'est pas le cas. De plus, les effets de petits échantillons sont de nature à biaiser certains résultats, ce que nous examinons dans cette partie.

### V.1 L'hétérogénéité des politiques de gestion du personnel est significative

Pour évaluer la sensibilité de nos résultats aux problèmes de mesure, nous estimons la variance de l'erreur de mesure par deux méthodes différentes : une estimation standard sans biais lorsque c'est possible, et une estimation par ré-échantillonnage (*bootstrap*), qui tend à la surestimer (annexe D). On constate ainsi que l'erreur de mesure représente une part non négligeable de la variance des indicateurs de gestion du personnel, comprise entre 5 et 14 % sur les indicateurs globaux et entre 5 et 32 % sur les indicateurs par catégories de salariés (tableau 13). La part de variance due à l'erreur de mesure est maximale pour les indicateurs de dispersion des salaires par catégories de salariés : l'estimation par ré-échantillonnage atteint les 90 % pour la dispersion du salaire des cadres. Toutefois, cette méthode surestime manifestement les erreurs de mesure.

Face à l'importance des erreurs de mesure, on peut se demander si les écarts observés entre les entreprises sur les indicateurs de gestion du personnel pourraient découler uniquement de ces erreurs. Un test d'homogénéité des politiques de gestion du personnel par la méthode du *bootstrap* nous permet de rejeter largement cette hypothèse pour tous les indicateurs (tableau 13). Des différences de stratégies existent donc bien entre les entreprises.



**Tableau 13 : test d'hétérogénéité de la dispersion des indicateurs de politiques de gestion du personnel entre entreprises**

	Variance de l'indicateur	Part de variance due à l'erreur de mesure		Test d'hétérogénéité ( <i>bootstrap</i> )
		Estimation standard	estimation bootstrap	
<b>Indicateurs non salariaux globaux</b>				
proportion de moins de 30 ans	2,07 %	05 %	17 %	***
proportion de plus de 50 ans	1,12 %	08 %	11 %	***
proportion de contrats aidés	0,02 %	03 %	11 %	***
proportion de stagiaires et apprentis	0,07 %	14 %	29 %	***
<b>Indicateurs non salariaux par catégories</b>				
prop. de CDI - cadres	0,74 %	22 %	36 %	***
prop. de CDI - professions intermédiaires	1,14 %	18 %	19 %	***
prop. de CDI - employés et ouvriers qualifiés	1,90 %	12 %	11 %	***
prop. de CDI - employés et ouvriers non qualifiés	5,43 %	11 %	16 %	***
prop. de temps pleins - cadres	1,49 %	21 %	53 %	***
prop. de temps pleins - professions intermédiaires	0,58 %	32 %	49 %	***
prop. de temps pleins - employés et ouvriers qualifiés	0,76 %	23 %	25 %	***
prop. de temps pleins - employés et ouvriers non qualifiés	2,59 %	12 %	37 %	***
<b>Indicateurs salariaux par catégories</b>				
niveaux de salaires - cadres	2,94%	24 %	30 %	***
niveaux de salaires - professions intermédiaires	1,85%	11 %	15 %	***
niveaux de salaires - employés et ouvriers qualifiés	1,59%	05 %	07 %	***
niveaux de salaires - employés et ouvriers non qualifiés	1,61%	08 %	11 %	***
dispersion des salaires - cadres	0,35%	-	90 %	***
dispersion des salaires - professions intermédiaires	0,07%	-	57 %	***
dispersion des salaires - employés et ouvriers qualifiés	0,02%	-	71 %	***
dispersion des salaires - employés et ouvriers non qualifiés	0,03%	-	66 %	***

Significativité : \* 10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

## ***V.2 Les faits stylisés présentés dans cette étude sont robustes aux effets de petits échantillons***

Les erreurs de mesure augmentent la variance des indicateurs, ce qui tend à atténuer leurs corrélations. À l'inverse, les erreurs peuvent être corrélées entre indicateurs puisque les variables d'intérêt (salaire, type de contrat, etc.) sont corrélées au niveau des individus. Enfin, des tests de normalité montrent que les résidus de l'équation de salaire ne suivent pas une loi normale mais sont plus étalés à droite, ce qui implique une corrélation entre les erreurs de mesure sur le niveau et sur la dispersion des salaires. Pour toutes ces raisons, les corrélations entre indicateurs sont biaisées par les effets de petits échantillons.

Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous estimons des corrélations corrigées des erreurs de mesure (annexe D). Nous utilisons une méthode d'estimation standard pour les indicateurs non salariaux et un ré-échantillonnage pour les indicateurs salariaux. Nos résultats montrent que les effets de petits échantillons biaisent toutes les corrélations vers zéro : ils diminuent les corrélations positives et augmentent les corrélations négatives (annexe E). La seule exception concerne la corrélation entre le niveau et la dispersion des salaires des cadres, qui est de 17 % après correction du biais contre 21 % en l'absence de correction. La correction des biais ne fait donc que renforcer les conclusions tirées dans les faits stylisés et dans l'analyse de données. Les biais les plus importants sont observés sur les indicateurs de dispersion (jusqu'à - 63 points de corrélation), ce qui explique que ces indicateurs ressortent mal dans l'analyse de données.

Les effets de petits échantillons peuvent également affecter les résultats des régressions, dans un sens qu'il est difficile de prévoir. L'utilisation d'indicateurs par CP permet une

analyse plus fine mais augmente les biais dus aux erreurs de mesure. Notre résultat central est toutefois confirmé lorsqu'on utilise des indicateurs sans distinction de catégories de personnel : la dispersion des salaires paraît liée positivement avec la productivité en l'absence de contrôle par le niveau des salaires, mais ce n'est plus le cas lorsque le niveau des rémunérations figure parmi les variables explicatives.

## Conclusion

Notre analyse différenciée par catégorie de personnel a permis de montrer que les politiques de gestion du personnel sont relativement homogènes entre catégories : lorsqu'une entreprise se distingue des autres par sa politique de gestion du personnel, elle tend à le faire de la même façon pour toutes les catégories de salariés. Certains constats sont néanmoins différenciés par catégories de salariés : les entreprises qui rémunèrent le mieux les employés et ouvriers non qualifiés (à type de contrat donné), sont aussi celles qui leur offrent la meilleure stabilité des contrats, tandis que c'est l'inverse pour les cadres.

Nous réalisons une classification des entreprises en cinq modèles de gestion du personnel selon les politiques de rémunération, le degré de stabilité et la composition du personnel. Les entreprises qui offrent des niveaux de rémunération élevés sont de loin les plus productives, mais ne sont pas pour autant plus rentables. Les meilleurs taux de rentabilité sont observés chez les entreprises à bas salaires et forte instabilité de la main-d'œuvre.

Nous montrons par ailleurs que les entreprises qui pratiquent une forte dispersion des salaires sont aussi celles qui versent les salaires les plus élevés. Ce constat est valable aussi bien au niveau global que pour chaque catégorie socioprofessionnelle de salariés. Cette corrélation est une source de biais dans la littérature sur les liens entre dispersion des salaires et productivité. Nous observons que la productivité est positivement corrélée aux niveaux de salaires pour toutes les catégories, mais davantage pour les professions intermédiaires que pour les employés et ouvriers non qualifiés. À niveaux de salaires égaux, la productivité est plus forte dans les entreprises ayant une faible dispersion des salaires au sein des catégories de salariés intermédiaires. Les indicateurs de dispersion globale des salaires utilisés dans la littérature sont insuffisants pour mettre en évidence de tels phénomènes, mais nos résultats sont plus fragiles car l'utilisation d'indicateurs distincts par catégories de salariés augmente les imprécisions de mesure.

## Références

Abowd J., F. Kramarz et S. Roux, « Wages, mobility and firm performance: advantages and insights from using matched worker-firm data », *Economic Journal*, n°116, juin 2006

Akerlof G.A. et J. L. Yellen, « Fairness and Unemployment », *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, mai 1988

Akerlof G.A. and J. L. Yellen, « The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, mai 1990

Chaput H. et L. Wolff, « L'évolution des pratiques salariales dans les établissements français : des combinaisons de plus en plus complexes de pratiques », extrait de « Les relations sociales en entreprises », collection Recherches, La Découverte, 2008.

Davezies L., « Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées », Document de travail du D3E, G2011-03, 2011

Iranzo S., F. Schivardi et E. Tosetti, « Skill Dispersion and Firm Productivity: An Analysis with Employer-Employee Matched Data », *Journal of Labor Economics* Vol. 26, No. 2 (April 2008), pp. 247-285

Jirjahn U. et K. Kraft, « Intra-Firm Wage Dispersion and Firm Performance - Is There a Uniform Relationship? », *Kyklos*, Vol. 60, No. 2, pp. 231-253, mai 2007

Koubi A. et S. Roux, « Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises », Insee, Document de travail de la DESE, n°2006-13, décembre 2006

Lallemand T., R. Plasman et F. Rycx, « La dispersion salariale stimule-t-elle la performance d'une firme ? », *Reflets et perspectives de la vie économique*, De Boeck Université, vol. 0(2), pages 63-70, 2005

Lallemand T., R. Plasman et F. Rycx, « Wage Structure and Firm Productivity in Belgium », NBER Working Paper n°12978, mars 2007

Lazear E.P. et S. Rosen, « Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts », *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, octobre 1981

## Annexe A - Effet du plancher d'effectif sur la sélection des entreprises

Les planchers d'effectifs par CP tendent naturellement à sélectionner les plus grandes entreprises : le taux d'exclusion des entreprises atteint 84 % en dessous de 100 salariés contre 25 % au-dessus de 500 salariés (tableau A.1). Notre échantillon d'étude comporte finalement autant d'entreprises de plus de 500 salariés que d'entreprises entre 250 et 499 salariés ou d'entreprises entre 50 et 99 salariés. La répartition sectorielle est également affectée : dans l'industrie, le taux d'exclusion est de 48 % en nombre d'entreprises et 25 % en nombre de salariés contre respectivement 72 % et 40 % dans les services (tableaux A.2 et A.3). Notre échantillon d'étude contient de ce fait autant d'entreprises industrielles que d'entreprises de services mais la répartition des salariés entre les deux secteurs ne varie que de cinq points.

**Tableau A.1 : impact des planchers d'effectif par CP sur la taille des entreprises du champ**

Classes de taille	Nombre d'entreprises		Taux de réduction du fait des planchers	Répartition des entreprises (en %)	
	avec planchers d'effectif par CP	champ total		avec planchers d'effectif par CP	champ total
entre 50 et 99 salariés	1 667	10 355	84%	18,3	41,1
de 100 à 249 salariés	3 767	9 309	60%	41,4	36,9
de 250 à 499 salariés	1 832	3 073	40%	20,1	12,2
500 salariés et plus	1 842	2 459	25%	20,2	9,8
Ensemble	9 108	25 196	64%	100,0	100,0

**Tableau A.2 : impact des planchers d'effectif par CP sur la répartition sectorielle des entreprises du champ**

Secteur	Nombre d'entreprises		Taux de réduction du fait des planchers	Répartition des entreprises (en %)	
	avec planchers d'effectif par CP	champ total		avec planchers d'effectif par CP	champ total
Industrie	4 611	8 911	48%	50,6	35,4
Tertiaire	4 497	16 285	72%	49,4	64,6
Ensemble	9 108	25 196	64%	100,0	100,0

**Tableau A.3 : impact des planchers d'effectif par CP sur la répartition sectorielle des salariés du champ**

Secteur	Nombre de salariés (millions)		Taux de réduction du fait des planchers	Répartition des salariés (en %)	
	avec planchers d'effectif par CP	champ total		avec planchers d'effectif par CP	champ total
Industrie	2,0	2,6	25%	40,4	35,3
Tertiaire	2,9	4,8	40%	59,6	64,7
Ensemble	4,9	7,5	35%	100,0	100,0

**Tableau A.4 : impact des planchers d'effectifs par CP sur la répartition sectorielle**

Code	Secteur en NES 36	Nombre d'entreprises		Taux de perte du fait des planchers	Répartition des entreprises (en %)	
		avec planchers d'effectif par CP	champ total		Avec planchers d'effectif par CP	champ total
B0	Industries agricoles et alimentaires	675	1 199	44%	7,4	4,8
C1	Habillement, cuir	147	302	51%	1,6	1,2
C2	Édition, imprimerie, reproduction	178	503	65%	2,0	2,0
C3	Pharmacie, parfumerie et entretien	221	325	32%	2,4	1,3
C4	Industries des équipements du foyer	248	437	43%	2,7	1,7
D0	Industrie automobile	164	278	41%	1,8	1,1
E1	Construction navale, aéronautique et ferroviaire	76	166	54%	0,8	0,7
E2	Industries des équipements mécaniques	580	1 244	53%	6,4	4,9
E3	Industries des équipements électriques et électroniques	182	437	58%	2,0	1,7
F1	Industries des produits minéraux	203	421	52%	2,2	1,7
F2	Industrie textile	153	277	45%	1,7	1,1
F3	Industries du bois et du papier	250	472	47%	2,7	1,9
F4	Chimie, caoutchouc, plastiques	604	1 026	41%	6,6	4,1
F5	Métallurgie et transformation des métaux	647	1 268	49%	7,1	5,0
F6	Industrie des composants électriques et électroniques	238	443	46%	2,6	1,8
G0	Énergie	45	113	60%	0,5	0,4
H0	Construction	732	2 316	68%	8,0	9,2
J1	Commerce et réparation automobile	311	960	68%	3,4	3,8
J2	Commerce de gros, intermédiaires	1 092	2 390	54%	12,0	9,5
J3	Commerce de détail, réparations	716	2 400	70%	7,9	9,5
K0	Transports	410	2 183	81%	4,5	8,7
M0	Activités immobilières	163	358	54%	1,8	1,4
N1	Postes et télécommunications	7	57	88%	0,1	0,2
N2	Conseils et assistance	189	2 387	92%	2,1	9,5
N3	Services opérationnels	452	1 830	75%	5,0	7,3
N4	Recherche et développement	16	75	79%	0,2	0,3
P1	Hôtels et restaurants	283	930	70%	3,1	3,7
P2	Activités récréatives, culturelles et sportives	109	329	67%	1,2	1,3
P3	Services personnels et domestiques	17	70	76%	0,2	0,3
	Ensemble	9 108	25 196	64%	100,0	100,0

## Annexe B - Résultats détaillés de l'analyse de données

**Tableau B.1 : corrélation des indicateurs de gestion du personnel avec les axes factoriels**

Indicateurs de gestion du personnel	Axe 1 : "qualité d'emploi"	Axe 2 : "stabilité versus rémunération"	Qualité de représentation dans le plan
Indicateurs actifs dans l'analyse factorielle			
niveau de salaire des cadres	0,55	-0,22	0,59
niveau de salaire des professions intermédiaires	0,70	-0,28	0,75
niveau de salaire des employés et ouvriers qualifiés	0,65	-0,41	0,77
niveau de salaire des employés et ouvriers non qualifiés	0,61	-0,37	0,71
dispersion des salaires des cadres	0,05	-0,05	0,07
dispersion des salaires des professions intermédiaires	0,10	-0,07	0,13
dispersion des salaires des employés et ouvriers qualifiés	0,22	-0,31	0,38
dispersion des salaires des employés et ouvriers non qualifiés	0,27	-0,30	0,40
proportion de cadres	0,36	-0,38	0,53
proportion de professions intermédiaires	0,28	-0,22	0,36
proportion d'employés et ouvriers qualifiés	0,43	0,36	0,56
proportion d'employés et ouvriers non qualifiés	-0,70	-0,04	0,70
proportion de contrats aidés	-0,01	-0,06	0,06
proportion de salariés de moins de 30 ans	-0,60	-0,36	0,70
proportion de salariés de plus de 50 ans	0,50	0,25	0,56
proportion de stagiaires et apprentis	0,12	-0,30	0,32
proportion de temps pleins parmi les cadres	0,08	0,21	0,23
proportion de temps pleins parmi les professions intermédiaires	0,11	0,35	0,37
proportion de temps pleins parmi les employés et ouvriers qualifiés	0,36	0,33	0,49
proportion de temps pleins parmi les employés et ouvriers non qualifiés	0,55	0,21	0,59
proportion de CDI parmi les cadres	-0,03	0,41	0,41
proportion de CDI parmi les professions intermédiaires	0,09	0,55	0,56
proportion de CDI parmi les employés et ouvriers qualifiés	0,30	0,62	0,69
proportion de CDI parmi les employés et ouvriers non qualifiés	0,24	0,47	0,52
Indicateurs illustratifs			
indicateur de stabilité effective (toutes catégories)	0,49	0,39	0,63
niveau des salaires (toutes catégories)	0,71	-0,38	0,81
proportion de CDI (toutes catégories)	0,50	0,62	0,80
proportion de temps pleins (toutes catégories)	0,58	0,29	0,65
effectif total	-0,04	-0,08	0,09
effectif en équivalent temps plein	0,01	-0,08	0,08
logarithme de la productivité par tête	0,43	-0,22	0,48
logarithme de la productivité par tête corrigée de la structure par CSP	0,25	-0,15	0,29
rentabilité brute	-0,07	-0,04	0,09
rentabilité nette	-0,06	-0,03	0,06
taux de marge brut	0,00	0,00	0,00
taux de marge net	-0,01	0,01	0,02
intensité capitalistique brute (capital d'exploitation)	0,29	-0,13	0,32
intensité capitalistique nette (capital d'exploitation)	0,22	-0,14	0,26
appartenance à un groupe	0,10	-0,01	0,10

Tableau B.2 : caractérisation des classes d'entreprises

Indicateurs	Classe "contrats aidés"	Classe "stabilité peu rémunérée"	Classe "hauts salaires"	Classe "bas salaires"	Classe "instabilité"
Indicateurs actifs dans la classification					
Écart des centres de classes à la moyenne des entreprises					
niveau de salaire des cadres	0,0%	-1,0%	*** 11,3%	o*** -17,6%	o*** -3,4%
niveau de salaire des professions intermédiaires	-0,3%	-1,2%	*** 12,6%	o*** -16,6%	o*** -4,8%
niveau de salaire des employés et ouvriers qualifiés	-0,5%	-2,3%	o*** 13,6%	o*** -11,0%	o*** -1,8%
niveau de salaire des employés et ouvriers non qualifiés	-1,6%	*** -2,4%	o*** 13,3%	o*** -8,9%	o*** -1,2%
dispersion des salaires des cadres	-0,6%	*** 0,2%	*** -0,2%	-1,2%	*** 0,2%
disp. des salaires des professions intermédiaires	-0,4%	*** 0,2%	*** -0,1%	** -1,5%	o*** 0,0%
disp. des salaires des employés et ouvriers qualifiés	-0,1%	*** 0,0%	*** 0,4%	*** -0,7%	*** 0,1%
disp. des salaires des employés et ouvriers non qualifiés	-0,1%	* -0,2%	*** 0,9%	*** -0,7%	o*** 0,2%
proportion de cadres	-2,2%	*** -1,3%	*** 8,2%	o*** -6,8%	o*** -0,4%
proportion de professions intermédiaires	-0,8%	* -0,4%	*** 4,1%	*** -9,8%	o*** 1,6%
proportion d'employés et ouvriers qualifiés	2,0%	** 3,6%	o*** 1,7%	*** -28,1%	o*** -14,4%
proportion d'employés et ouvriers non qualifiés	1,0%	-2,0%	*** -13,9%	o*** 44,7%	o*** 13,2%
proportion de contrats aidés	0,31%	o*** -0,02%	o*** -0,01%	*** -0,01%	*** -0,01%
proportion de salariés de moins de 30 ans	3,3%	*** -3,8%	o*** -2,6%	*** 22,7%	o*** 17,1%
proportion de salariés de plus de 50 ans	-0,9%	** 1,7%	o*** 1,9%	*** -11,4%	o*** -8,8%
proportion de stagiaires et apprentis	0,5%	*** -0,3%	*** 0,8%	*** -0,7%	*** 0,7%
proportion de temps pleins parmi les cadres	1,8%	*** 0,1%	1,3%	*** -4,0%	*** -1,7%
prop. de TP parmi les professions intermédiaires	0,9%	*** 0,4%	*** -0,4%	*** 0,1%	-2,7%
prop. de TP parmi les employés et ouvriers qualifiés	0,9%	*** 0,9%	*** 0,7%	*** -7,3%	*** -4,2%
prop. de TP parmi les employés et ouvriers non qualifiés	0,1%	2,6%	*** 3,8%	*** -33,1%	o*** -6,2%
proportion de CDI parmi les cadres	0,7%	*** 0,3%	*** -0,4%	*** 2,1%	o*** -3,3%
prop. de CDI parmi les professions intermédiaires	0,4%	* 1,0%	*** -0,6%	*** 3,8%	o*** -8,8%
prop. de CDI parmi les employés et ouvriers qualifiés	-0,4%	2,6%	o*** -0,6%	** 0,1%	-17,9%
prop. de CDI parmi les employés et ouvriers non qualifiés	-2,0%	** 5,3%	o*** -5,4%	*** -6,4%	*** -23,5%
Indicateurs illustratifs					
indicateur de stabilité effective (toutes catégories)	-2,6%	*** 3,6%	o*** 2,3%	*** -18,2%	o*** -18,4%
niveau des salaires (toutes catégories)	-0,4%	-2,0%	o*** 12,1%	o*** -10,1%	o*** -2,0%
proportion de temps pleins (toutes catégories)	0,6%	2,2%	o*** 3,3%	*** -27,1%	o*** -6,0%
proportion de CDI (toutes catégories)	-0,1%	3,5%	o*** 1,8%	*** -11,7%	o*** -22,6%
effectif total	385	** -152	*** 178	*** 801	*** 23
effectif en équivalent temps plein	98	* -93	*** 206	*** 389	** -14
logarithme de la productivité par tête	-0,1%	-3,9%	*** 29,4%	o*** -30,7%	o*** -8,4%
log. productivité par tête corrigé de la structure de CSP	2,2%	-3,3%	*** 16,8%	*** -7,7%	*** -4,1%
rentabilité brute	2,1%	** -0,9%	*** -0,6%	5,6%	*** 2,7%
rentabilité nette	2,4%	-1,3%	*** -0,4%	8,1%	*** 3,6%
taux de marge brut	0,3%	-0,6%	** 1,4%	** 4,5%	*** -1,5%
taux de marge net	-0,6%	-0,1%	0,6%	3,9%	*** -2,6%
intensité capitalistique brute (capital d'exploitation)	-18	** -12	*** 80	*** -68	*** -12
intensité capitalistique nette (capital d'exploitation)	0	-7	*** 40	*** -38	*** -5
appartenance à un groupe	0,0%	0,1%	2,0%	*** -6,0%	*** -0,9%

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. °: statistique de Student supérieure à 20 en valeur absolue.



Tableau B.3 : caractérisation sectorielle des classes d'entreprises

Libellé de secteur (NES 36)	Classe "contrats aidés"	Classe "stabilité peu rémunérée"	Classe "hauts salaires"	Classe "bas salaires"	Classe "instabilité"	Toutes classes	Indicateur de spécificité des classes dans le secteur (2)
Répartition sectorielle des entreprises (en %)							
Industries agricoles et alimentaires	6,1	8,0	6,6	1,4	8,9	7,4	0,05
Habillement, cuir	0,7	1,7	1,4	0,2	2,7	1,6	0,10
Édition, imprimerie, reproduction	0,4	1,8	3,9	0,0	2,1	2,0	0,26
Pharmacie, parfumerie et entretien	0,5	2,0	5,8	0,0	2,2	2,4	0,42
Industries des équipements du foyer	1,6	3,7	1,4	0,2	0,5	2,7	0,23
Industrie automobile	1,4	2,2	1,4	0,2	0,5	1,8	0,13
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0,5	0,9	1,1	0,0	0,3	0,8	0,13
Industries des équipements mécaniques	2,9	7,5	7,4	0,0	2,4	6,4	0,13
Industries des équip. électriques et électroniques	1,1	2,1	2,7	0,2	1,4	2,0	0,08
Industries des produits minéraux	1,1	2,2	0,5	0,4	0,9	1,7	0,20
Industrie textile	1,1	3,5	2,3	0,4	0,5	2,7	0,17
Industries du bois et du papier	2,7	7,5	8,7	0,2	2,7	6,6	0,13
Chimie, caoutchouc, plastiques	5,0	8,8	6,0	0,8	1,8	7,1	0,14
Métallurgie et transformation des métaux	0,9	3,4	1,9	0,4	0,9	2,6	0,16
Industrie des composants électriques et électroniques	1,6	0,2	1,7	0,0	0,3	0,5	1,63
Énergie	0,9	2,6	3,0	0,2	0,3	2,2	0,17
Construction	22,0	6,4	14,9	0,0	2,1	8,0	0,43
Commerce et réparation automobile	2,7	4,4	1,5	0,6	1,5	3,4	0,17
Commerce de gros, intermédiaires	6,8	13,4	11,8	2,9	10,8	12,0	0,05
Commerce de détail, réparations	6,5	3,1	1,1	72,7	17,2	7,9	4,08
Transports	10,5	4,2	4,6	0,8	4,8	4,5	0,15
Activités immobilières	6,3	1,8	1,3	0,2	0,8	1,8	0,47
Postes et télécommunications	0,0	0,1	0,2	0,0	0,1	0,1	0,65
Conseils et assistance	0,9	1,5	4,0	1,0	4,2	2,1	0,32
Services opérationnels	7,0	5,3	3,2	3,7	5,0	5,0	0,04
Recherche et développement	0,2	0,1	0,2	0,0	1,0	0,2	2,31
Hôtels et restaurants	7,0	1,2	0,6	9,7	15,6	3,1	2,07
Activités récréatives, culturelles et sportives	0,9	0,3	0,5	3,3	7,9	1,2	3,19
Services personnels et domestiques	0,5	0,1	0,1	0,2	0,6	0,2	0,88
Tous secteurs	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	
Indicateur de spécificité sectorielle des classes (1)	0,68	0,08	0,31	6,17	1,30		

(1) Contribution de la classe à la statistique du chi-deux rapportée à l'effectif de la classe.

(2) Contribution du secteur à la statistique du chi-deux rapportée à l'effectif du secteur.

°La contribution de la case à la statistique du c hi-deux rapportée à l'effectif de la classe est supérieure à 0,04.

## Annexe C - Complément sur le lien entre dispersion et salaire

**Tableau C.1 : coefficients de la régression des autres variables de performance**

		productivité	taux de marge net	taux de marge brut	rentabilité d'exploitation brute	rentabilité d'exploitation nette
	niveau moyen des salaires	1,31***	0,2***	0,16***	0,46***	0,23***
écart par catégorie au niveau moyen	cadres	0,03	0	-0,01	0,06	0,02
	professions intermédiaires	0,11**	0,13***	0,09**	0,13	0,08**
	ouvriers et employés qualifiés	-0,12*	-0,09	-0,06	-0,04	-0,03
	ouvriers et employés non qualifiés	-0,18***	-0,04	-0,03	-0,06	-0,06
dispersion des salaires	cadres	0	-0,04	-0,06	0,04	0
	professions intermédiaires	-0,16	-0,02	-0,05	-0,2	-0,09
	ouvriers et employés qualifiés	-1,04***	-1,11***	-0,96***	-1,98***	-0,97***
	ouvriers et employés non qualifiés	0,25	-0,16	-0,14	-0,16	0,04
part dans l'emploi	cadres	1,06***	-0,01	-0,07**	0	0,08**
	professions intermédiaires	0,5***	0,03	0	0,08	0,05*
	ouvriers et employés qualifiés	0,11***	-0,05**	-0,05**	-0,13***	-0,04**
	ouvriers et employés non qualifiés	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

**Tableau C.2 : coefficients de la régression du log de la productivité par tête  
sur tous les types d'entreprises**

	niveau des salaires	1,31***	1,25***	1,22***	1,27***	1,34***
écart par catégorie au niveau moyen	cadres	0,03	0,14***			
	prof. intermédiaires	0,11**	0,16**	0,19***	0,34***	
	ouv. et emp. qualifiés	-0,12*	-0,03	0,02	0,31	0,11
	ouv. et emp. non qual.	-0,18**		-0,04		0
dispersion des salaires	cadres	0	0,22**			
	prof. intermédiaires	-0,16	-0,25	0,33**	-0,1	
	ouv. et emp. qualifiés	-1,04***	-0,13	-0,39	0,17	0,81
	ouv. et emp. non qual.	0,25		-0,09		0,97

	niveau des salaires	0,84***	1,13***	1,27***	1,10***
écart par catégorie au niveau moyen	cadres			-0,06	
	prof. Intermédiaires			0,45**	0,27**
	ouv. et emp. qualifiés	0			
	ouv. et emp. non qual.		0		0,1
dispersion des salaires	cadres			1,16***	
	prof. intermédiaires			-0,31	-0,25
	ouv. et emp. non qual.	1,64**	0,05		0,79

Significativité : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

## Annexe D - Nature et traitement des effets de petits échantillons

Les indicateurs de gestion du personnel estimés pour chaque entreprise sur de petits échantillons sont soumis à des aléas qui résultent des effets d'unités entières et d'éventuelles difficultés de recrutement rencontrées par les entreprises. Nous proposons ici une modélisation très simple de ces aléas, qui permet de calculer leur variance et de vérifier la robustesse de nos résultats. La modélisation sous-jacente suppose que chaque entreprise a des objectifs en termes de politique des ressources humaines, dont la réalisation peut différer en fonction des salariés présents sur le marché du travail. L'estimation de ces divergences entre objectifs et réalisations se heurte au fait que ces objectifs ne sont pas observables, et qu'ils sont eux-mêmes distribués entre les entreprises. Nous proposons une modélisation en deux étapes : d'une part, nous rappelons la forme de l'erreur de mesure pour chaque entreprise, en considérant les valeurs cibles de la politique salariale comme exogènes. D'autre part, nous prenons en compte le fait que ces valeurs cibles peuvent elles-mêmes différer selon les entreprises.

L'existence de ces erreurs de mesure peut conduire à s'interroger sur l'existence de réels écarts entre les entreprises sur les cibles de gestion du personnel. Nous proposons donc également un test de l'hypothèse que les politiques de gestion humaine sont identiques entre les entreprises, par une procédure de ré-échantillonnage.

### D.1 Une estimation de la variance des erreurs de mesure liées aux petits échantillons

On suppose que les politiques de gestion du personnel des entreprises se traduisent par des valeurs cibles (exogènes) en termes de niveau et dispersion des rémunérations, taux de CDI, taux de temps partiel, etc. Ces cibles sont supposées indépendantes des aléas rencontrés sur le marché du travail et des effectifs de chaque catégorie de personnel. On néglige les aléas qui peuvent exister sur les effectifs totaux de l'entreprise et sur leur répartition dans les catégories de personnel. Les aléas sur les autres indicateurs de gestion du personnel sont modélisés conditionnellement aux effectifs des quatre catégories de personnel. Le recrutement des salariés n'est pas totalement maîtrisé par les entreprises et le choix de tel ou tel salarié au sein d'une catégorie socioprofessionnelle est supposé pour partie aléatoire. Les caractéristiques d'emploi des salariés d'une entreprise dépendent à la fois des cibles fixées par celle-ci et des caractéristiques aléatoires (observées ou non) des salariés sélectionnés.

On suppose par ailleurs que les aléas sur les caractéristiques d'emploi des salariés sont indépendants d'un salarié à l'autre au sein de la même entreprise. Cette hypothèse permet de réaliser facilement des calculs de variance des erreurs mais elle n'est pas réaliste car l'entreprise peut tenir compte de la réalisation des aléas passés pour adapter son processus de recrutement. Par exemple, si elle a été amenée par le passé à recruter des salariés un peu au-delà de sa cible salariale, elle peut compenser en proposant un salaire inférieur au moment d'une nouvelle embauche. Notre modélisation ignore ce pouvoir de compensation, ce qui tend à surestimer les erreurs de mesure sur l'ensemble des indicateurs (salaires, type de contrat, volume horaire, âge, statut).

Pour chaque entreprise, nos indicateurs de politiques non salariales sont tous obtenus comme la moyenne d'une indicatrice sur une catégorie donnée de salariés ou sur l'ensemble des catégories. Prenons par exemple la proportion de salariés en CDI parmi les employés et ouvriers non qualifiés. Au sein d'une entreprise  $j$  donnée, le fait que le salarié  $i$  travaille en CDI (variable indicatrice  $CDI_{ij}$ ) est modélisé par une loi de Bernoulli de paramètre  $p_{CDI,j}$ , où  $p_{CDI,j}$  est la cible de proportion de salariés en CDI fixée par l'entreprise  $j$ .

Notre indicateur de proportion de salariés employés en CDI au sein de l'entreprise  $j$  s'écrit :

$$\hat{p}_{CDI,j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} CDI_{ij}, \text{ où } n_j \text{ est le nombre de salariés de la catégorie employés et}$$

ouvriers non qualifiés dans l'entreprise  $j$ . On a par définition :  $E(\hat{p}_{CDI,j} | n_j) = p_{CDI,j}$ , donc notre estimateur est sans biais conditionnellement à  $n_j$  et l'écart  $\hat{p}_{CDI,j} - p_{CDI,j}$  représente une erreur de mesure.

Nos indicateurs de politiques salariales sont estimés à partir des seuls salariés à temps plein. Pour une catégorie socioprofessionnelle donnée, le salaire du salarié à temps plein  $i$  (contrôlé des caractéristiques observées du salarié) est fixé par l'équation suivante :

$$lsc_{ij} = \mu_j + \lambda_j \cdot \varepsilon_i,$$

où les paramètres  $\mu_j$  et  $\lambda_j$  caractérisent la politique salariale de l'entreprise respectivement en termes de niveau et de dispersion. Le terme  $\varepsilon_i$  représente un aléa centré sur zéro et de variance unitaire, qui dépend des qualités inobservées du salarié  $i$ . Nos indicateurs de politiques salariales s'écrivent :

$$\hat{\mu}_j = \frac{1}{n_{TP,j}} \sum_{i=1}^{n_{TP,j}} lsc_{ij} \text{ et } \hat{\lambda}_j^2 = \frac{1}{n_{TP,j} - 1} \sum_{i=1}^{n_{TP,j}} (lsc_{ij} - \hat{\mu}_j)^2, \text{ où } n_{TP,j} \text{ est le nombre de salariés}$$

à temps plein dans l'entreprise  $j$  pour la catégorie considérée.  $\hat{\mu}_j$  et  $\hat{\lambda}_j^2$  sont des estimateurs sans biais de  $\mu_j$  et  $\lambda_j^2$ , conditionnellement à  $n_{TP,j}$ .

Notre modélisation peut être écrite sous forme synthétique pour l'ensemble des indicateurs non salariaux : on note  $G_j$  le vecteur des valeurs cibles des politiques de gestion de l'entreprise  $j$ ,  $EM_j$  le vecteur des erreurs de mesure sur ces valeurs et  $n_j$  le vecteur des effectifs des quatre catégories socioprofessionnelles dans l'entreprise  $j$ . Le vecteur de nos indicateurs de cibles non salariales s'écrit  $\hat{G}_j = G_j + EM_j$  et on a :  $E(EM_j | n_j) = 0$ .

Les erreurs de mesure précédentes sont définies conditionnellement à une entreprise. Nous devons maintenant tenir compte du fait que les cibles de gestion du personnel humaines sont elles-mêmes distribuées entre les entreprises. Dans les expressions précédentes, nous retirons à présent le conditionnement par rapport à une entreprise  $j$  donnée et à ses valeurs cibles  $G_j$ . La distribution de l'erreur de mesure sur l'ensemble de l'échantillon est un mélange des distributions des erreurs de chaque entreprise. On peut formaliser ce mélange de lois en considérant le choix de l'entreprise comme aléatoire : on définit la variable  $J$ , qui suit une loi uniforme sur  $[1; N]$ , où  $N$  est le nombre d'entreprises observées, et on note

$$EM_J = \sum_{j=1}^N I(J = j) EM_j.$$

Nos estimateurs des cibles non salariales se réécrivent :  $\hat{G}_J = G_J + EM_J$ ,

avec  $E(EM_J | J, \{(G_k, n_k), k \in [1, N]\}) = 0$ .

On en déduit que  $V(\hat{G}_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = V(G_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) + V(EM_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})$ <sup>5</sup>.

À condition de pouvoir estimer la variance des erreurs de mesure, nous pouvons donc retrouver les variances et les corrélations entre les valeurs cibles des politiques de gestion du personnel. Un calcul similaire peut être fait pour les indicateurs salariaux, en utilisant les effectifs à temps plein par catégories de salariés. En revanche, cette méthode ne permet pas d'estimer la covariance des erreurs de mesure entre les indicateurs salariaux et les indicateurs non-salariaux de façon pertinente car le calcul serait conditionné à la fois aux effectifs totaux et aux effectifs à temps plein, ce qui figerait mécaniquement les indicateurs de temps partiel.

Pour chaque entreprise, des calculs standards permettent d'estimer la variance des erreurs de mesure sur les indicateurs de politiques non-salariales, car ils ont tous la forme de moyennes. Par exemple, les variances et la covariance des erreurs de mesure sur les proportions de CDI et de temps pleins parmi les employés et ouvriers non qualifiés sont obtenues par les formules :

$$V(\hat{p}_{CDI,J} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = \frac{V(CDI_{ij} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})}{n_J},$$

$$V(\hat{p}_{TP,J} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = \frac{V(TP_{ij} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})}{n_J},$$

$$\text{et } \text{cov}(\hat{p}_{CDI,J}; \hat{p}_{TP,J} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = \frac{\text{cov}(CDI_{ij}; TP_{ij} | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})}{n_J},$$

où  $n_J$  est le nombre d'employés et ouvriers non qualifiés dans l'entreprise  $J$ . Ces grandeurs sont estimées sans biais en remplaçant les variances et covariance par leurs équivalents empiriques au sein de l'entreprise  $J$ .

On a par ailleurs :

$$\begin{aligned} V(EM_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) &= V(E(EM_J | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})) + E(V(EM_J | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})) \\ &= V(0) + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N V(EM_j | J = j, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}). \end{aligned}$$

La variance de l'erreur de mesure non conditionnelle à l'entreprise, s'obtient donc simplement en faisant la moyenne des variances estimées pour chaque entreprise, et l'estimation reste sans biais.

Un calcul similaire est réalisé pour les indicateurs de niveau des rémunérations<sup>6</sup> :

$$V(\hat{\mu}_J | J, \{(G_k, n_{TP,k}), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = \frac{\lambda_J^2}{n_{TP,J}}, \text{ où } n_{TP,J} \text{ est le nombre de salariés à temps plein}$$

de l'entreprise  $J$  dans la catégorie socioprofessionnelle considérée. Nous obtenons une estimation de cette variance en remplaçant  $\lambda_J^2$  par  $\hat{\lambda}_J^2$ .

<sup>5</sup>En effet, on a :  $\text{cov}(G_J, EM_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = E(G_J \cdot E(EM_J | J, \{(G_k, n_k), k \in \llbracket 1, N \rrbracket\})) - E(G_J) \cdot E(EM_J | \{n_k, k \in \llbracket 1, N \rrbracket\}) = 0$

<sup>6</sup>Ces calculs néglige le fait que les salaires contrôlés des caractéristiques observées des salariés sont issus d'une première estimation. En effet, la variance du paramètre de contrôle, estimé sur plusieurs millions d'observations, est négligeable au regard des autres effets.

Cette méthode d'estimation serait plus complexe à mettre en œuvre pour la dispersion des salaires. De plus, la covariance entre l'erreur de mesure sur le niveau des salaires et l'erreur de mesure sur leur dispersion dépend de la loi des résidus de l'équation de salaire. Des tests réalisés sur les résidus estimés montrent que cette loi n'est pas normale, d'où l'existence d'une covariance non nulle entre ces erreurs. L'estimation de cette covariance nécessiterait donc une hypothèse sur la loi des résidus.

## D.2 Test de l'hypothèse d'homogénéité des politiques de gestion du personnel par ré-échantillonnage

Nous proposons un test de l'hypothèse que les valeurs cibles sont les mêmes dans toutes les entreprises, ce qui revient à dire que les lois des caractéristiques d'emploi sont identiques. Sous cette hypothèse, les différences entre entreprises découlent uniquement de l'aléa d'échantillonnage et la variance des indicateurs de politiques salariales est égale à la variance de l'erreur de mesure.

Nous simulons une telle situation en tirant au sort les salariés présents dans chaque entreprise, avec leurs caractéristiques d'emploi inchangées. Ces tirages respectent les effectifs de chaque catégorie socioprofessionnelle (effectifs totaux uniquement pour les indicateurs non salariaux et effectifs à temps complet pour les indicateurs salariaux). Nous recalculons alors nos indicateurs de politiques salariales pour chaque entreprise et calculons leurs variances. Un millier de simulations nous permet d'estimer les quantiles à 90, 95 et 99 % des lois de ces variances.

Les variances des indicateurs calculés sur données réelles sont ensuite comparées aux quantiles simulés sous hypothèse d'homogénéité des politiques salariales pour réaliser le test.

Les simulations du test par ré-échantillonnage (*bootstrap*) sont par ailleurs utilisées pour une estimation complémentaire de la variance des erreurs de mesure. Contrairement à la méthode d'estimation présentée précédemment, ces simulations nous permettent d'estimer la variance des erreurs de mesure sur les indicateurs de dispersion des salaires ainsi que la covariance avec les erreurs de mesure sur les indicateurs de niveau des salaires. Toutefois, la méthode de ré-échantillonnage présente l'inconvénient de reposer sur une hypothèse d'égalité des valeurs cibles entre les entreprises. Or la variance des erreurs de mesure n'est pas indépendante des valeurs cibles :  $V(EM_J | J, \{(G_k, n_{TP,k}), k \in [1, N]\})$  dépend de  $G_J$ .

En comparant les résultats des estimations *bootstrap* avec les résultats des estimations standards, on constate que l'hypothèse de simulation tend plutôt à amplifier la variance des erreurs (tableau 13).

## Annexe E - Effets de petits échantillons sur les corrélations entre indicateurs

### E.1 Effets sur les corrélations entre indicateurs non salariaux

Les résultats ci-dessous sont obtenus par la méthode d'estimation (annexe D).

**Tableaux E.1.1 : corrélations corrigées des effets de petits échantillons**

Coefficients de corrélation des indicateurs non salariaux (en %)	prop. <30 ans	prop. >50 ans	prop. contrats aidés	prop. stagiaires-apprentis	prop. CDI - cadres	prop. CDI - prof. inter.	prop. CDI - e./o. qualifiés	prop. CDI - e./o. non qualif.	prop. TP - cadres	prop. TP - prof. inter.	prop. TP - e./o. qualifiés	prop. TP - e./o. non qualif.
prop. <30 ans	100	-76	4	22	0	-14	-34	-37	-5	-1	-19	-33
prop. >50 ans	-76	100	-2	-6	-2	10	26	21	4	-4	10	19
prop. contrats aidés	4	-2	100	0	-15	-14	-10	-6	1	-1	-1	-2
prop. stagiaires-apprentis	22	-6	0	100	-3	-8	-6	-29	0	1	5	8
prop. CDI - cadres	0	-2	-15	-3	100	74	52	25	12	16	10	2
prop. CDI - prof. inter.	-14	10	-14	-8	74	100	66	38	5	30	12	2
prop. CDI - e./o. qualifiés	-34	26	-10	-6	52	66	100	47	7	18	28	17
prop. CDI - e./o. non qualif.	-37	21	-6	-29	25	38	47	100	1	7	8	13
prop. TP - cadres	-5	4	1	0	12	5	7	1	100	29	23	15
prop. TP - prof. inter.	-1	-4	-1	1	16	30	18	7	29	100	46	30
prop. TP - e./o. qualifiés	-19	10	-1	5	10	12	28	8	23	46	100	58
prop. TP - e./o. non qualif.	-33	19	-2	8	2	2	17	13	15	30	58	100

**Tableaux E.1.2 : biais de petits échantillons sur les corrélations**

Effet sur les coefficients de corrélation des indicateurs non salariaux (en points de %)	prop. <30 ans	prop. >50 ans	prop. contrats aidés	prop. stagiaires-apprentis	prop. CDI - cadres	prop. CDI - prof. inter.	prop. CDI - e./o. qualifiés	prop. CDI - e./o. non qualif.	prop. TP - cadres	prop. TP - prof. inter.	prop. TP - e./o. qualifiés	prop. TP - e./o. non qualif.
prop. <30 ans	0	3	0	0	0	1	2	2	1	0	3	3
prop. >50 ans	3	0	0	0	0	-1	-2	-1	-1	1	-2	-2
prop. contrats aidés	0	0	0	0	2	1	1	0	0	0	0	0
prop. stagiaires-apprentis	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	-1
prop. CDI - cadres	0	0	2	0	0	-15	-9	-4	-1	-4	-2	0
prop. CDI - prof. inter.	1	-1	1	0	-15	0	-10	-5	-1	-5	-2	0
prop. CDI - e./o. qualifiés	2	-2	1	0	-9	-10	0	-5	-1	-4	-4	-2
prop. CDI - e./o. non qualif.	2	-1	0	0	-4	-5	-5	0	0	-1	-1	-1
prop. TP - cadres	1	-1	0	0	-1	-1	-1	0	0	-8	-5	-2
prop. TP - prof. inter.	0	1	0	0	-4	-5	-4	-1	-8	0	-13	-7
prop. TP - e./o. qualifiés	3	-2	0	-1	-2	-2	-4	-1	-5	-13	0	-10
prop. TP - e./o. non qualif.	3	-2	0	-1	0	0	-2	-1	-2	-7	-10	0

## E.2 Effets sur les corrélations entre indicateurs non salariaux

Les résultats ci-dessous sont obtenus par la méthode de ré-échantillonnage (annexe D).

**Tableaux E.2.1 : corrélations corrigées des effets de petits échantillons**

Coefficients de corrélation des indicateurs salariaux (en %)	niv. sal. - cadres	niv. sal. - prof. inter.	niv. sal. - e./o. qualifiés	niv. sal. - e./o. non qualif.	disp. sal. - cadres	disp. sal. - prof. inter.	disp. sal. - e./o. qualifiés	disp. sal. - e./o. non qualif.
niv. sal. - cadres	100	71	54	42	17	23	32	18
niv. sal. - prof. inter.	71	100	76	61	6	20	41	35
niv. sal. - e./o. qualifiés	54	76	100	77	-13	-17	40	33
niv. sal. - e./o. non qualif.	42	61	77	100	-10	-13	20	39
disp. sal. - cadres	17	6	-13	-10	100	81	39	22
disp. sal. - prof. inter.	23	20	-17	-13	81	100	52	36
disp. sal. - e./o. qualifiés	32	41	40	20	39	52	100	77
disp. sal. - e./o. non qualif.	18	35	33	39	22	36	77	100

**Tableaux E.2.1 : biais de petits échantillons sur les corrélations**

Effet sur les coefficients de corrélation des indicateurs salariaux (en points de %)	niv. sal. - cadres	niv. sal. - prof. inter.	niv. sal. - e./o. qualifiés	niv. sal. - e./o. non qualif.	disp. sal. - cadres	disp. sal. - prof. inter.	disp. sal. - e./o. qualifiés	disp. sal. - e./o. non qualif.
niv. sal. - cadres	0	-16	-10	-9	4	-10	-17	-9
niv. sal. - prof. inter.	-16	0	-8	-8	-4	-2	-21	-16
niv. sal. - e./o. qualifiés	-10	-8	0	-7	9	6	-13	-15
niv. sal. - e./o. non qualif.	-9	-8	-7	0	7	5	-10	-6
disp. sal. - cadres	4	-4	9	7	0	-63	-33	-18
disp. sal. - prof. inter.	-10	-2	6	5	-63	0	-33	-22
disp. sal. - e./o. qualifiés	-17	-21	-13	-10	-33	-33	0	-53
disp. sal. - e./o. non qualif.	-9	-16	-15	-6	-18	-22	-53	0



G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE 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	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999		prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe : What are the Likely Effects?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills		
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis		
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations		
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles		
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-		