

Taille des entreprises et salaires

Gilles Margirier^(*)

Selon l'Insee, en France en l'an 2000, le salarié à temps complet d'une entreprise comptant entre 1 et 9 salariés percevait en moyenne un salaire annuel brut moyen de 19 900 euros tandis que son homologue d'une entreprise comptant plus de 250 salariés percevait pour sa part 25 600 euros. L'écart de rémunération entre les deux était de 29 %.

L'existence d'inégales conditions faites aux salariés selon la taille de l'entreprise est connue dans le monde académique au moins depuis 1911, date à laquelle l'économiste américain H. L. Moore (1911), publia un ouvrage dans lequel il soulignait "[qu'] au fur et à mesure que la taille de l'établissement augmente, la condition du travailleur s'améliore dans toutes les directions – son salaire augmente, il est employé un plus grand nombre de jours par an, son emploi varie moins d'un mois à l'autre, et la durée journalière de son travail diminue ». Le caractère avéré des disparités salariales, quelque soit la période et le pays concerné, a conduit les chercheurs à explorer plus avant cette question pour en démêler l'écheveau, en formulant des conjectures et en tentant de les vérifier empiriquement. L'étude réalisée par Brown et Medoff, publiée en 1989, explore de nombreuses facettes de cette question pour le cas des États-Unis en considérant six explications principales, alternatives ou complémentaires, pour la relation positive entre la taille de l'employeur et les salaires : les plus grands employeurs pourraient i) embaucher des salariés plus productifs ; ii) offrir des salaires supérieurs pour compenser de moins bonnes conditions de travail ; iii) offrir des salaires supérieurs pour éviter la formation de sections syndicales ; iv) avoir des possibilités plus grandes de payer des salaires élevés ; v) être confrontés à une certaine rareté de l'offre pour combler les postes vacants ; vi) avoir une moindre capacité à contrôler l'effort de leurs salariés. Au plan théorique, deux cadres d'analyse peuvent supporter les explications possibles. Le premier cadre théorique est celui fourni par le modèle concurrentiel. Il met l'accent sur l'existence d'un salaire d'équilibre. Les divers développements associés à ce modèle concurrentiel permettent alors d'expliquer les différenciations salariales à partir d'écart dans les niveaux de productivité des individus, dans le capital humain général et spécifique qu'ils ont accumulé, dans des caractéristiques personnelles pouvant faire l'objet de discrimination, dans des compensations salariales liées à une pénibilité particulière. Le second cadre théorique se démarque du premier en s'écartant d'une vision d'équilibre concurrentiel : certains employeurs peuvent disposer d'une rente qu'ils reversent en partie à leurs salariés ; ils peuvent être soumis à des groupes de pression qui gênent localement la réalisation des règles concurrentielles ; ils peuvent être confrontés à une information imparfaite qui induit des stratégies de rémunérations particulières.

L'objectif de cette étude est d'enrichir la connaissance du cas français, peu exploré en la matière, en étudiant empiriquement l'impact d'un certain nombre de causes possibles sur la différenciation des rémunérations. On utilise pour cela un échantillon relatif à une population de primo-entrants sur le marché du travail pour lesquels on dispose d'informations relatives aux caractéristiques personnelles, au niveau de qualification acquis par le biais du système éducatif, à l'emploi occupé et à la rémunération associée, à l'entreprise et à l'établissement

(*) Université Pierre-Mendès France – Lepii
E-mail : gilles.margirier@upmf-grenoble.fr

L'auteur tient à remercier les deux rapporteurs anonymes pour leur contribution à l'amélioration de cet article.

dans lequel les individus travaillent. Les données sont issues d'une enquête réalisée au printemps 2001 par le Centre d'études et de recherche sur l'emploi et les qualifications (Cereq) auprès de 55 000 personnes âgées de 16 ans et plus, sorties trois ans auparavant du système éducatif et représentatives d'une cohorte de 740 000 individus. L'interrogation a porté sur les parcours de formation jusqu'à la fin de l'année scolaire 1997-1998 et sur les parcours d'insertion professionnelle entre janvier 1998 et le printemps 2001. Elle couvre l'ensemble du spectre des niveaux de formation, du niveau VI (sans diplôme) au niveau I (supérieur ou égal à bac + 5). Après élimination des observations pour lesquelles la taille n'est pas renseignée, et en limitant l'échantillon aux emplois salariés, à temps complet, du secteur privé ou public concurrentiel, on dispose d'informations relatives à 34 892 individus. L'étude confirme l'existence d'une grande disparité puisque l'écart brut de rémunération entre les salariés appartenant à des établissements comptant 1 à 9 salariés et ceux appartenant à des établissements de 500 salariés et plus est de 39 %.

Après contrôle de nombreuses variables liées à l'individu, à ses études, au type d'emploi qu'il occupe, au lieu où il exerce son activité, et en se prémunissant d'un certain nombre de biais pouvant résulter de l'estimation, cet écart demeure important, puisqu'il se situe encore autour de 20 %. D'une classe de taille à la suivante (six classes sont distinguées), le salaire progresse de 2 à 6 % environ. L'élasticité du salaire à la taille est estimée à 0,033, un chiffre aussi fort, sinon plus, que celui obtenu sur le cas d'autres pays tels les États-Unis, les pays scandinaves, l'Allemagne. L'écart de salaire selon la taille résiste également à la prise en compte de différences dans les caractéristiques non observables de la main d'œuvre employée, qui pourraient justifier des salaires plus élevés. Par ailleurs, même si des tests explicites n'ont pu être réalisés, il ne semble pas non plus que les différences dans les conditions de travail soient un bon candidat à l'explication de l'écart. Enfin, la population observée étant constituée de nouveaux entrants sur le marché du travail, l'étude permet également d'écarter les effets d'une plus forte expérience professionnelle des salariés des grandes unités et celui d'un capital humain spécifique plus important, acquis via la formation continue que les grandes unités dispensent plus largement. Les résultats obtenus sont plutôt défavorables aux hypothèses que l'on peut rattacher au modèle concurrentiel et orientent plutôt la recherche vers les explications de type institutionnel.

Les grandes entreprises paient généralement mieux leurs salariés que les petites. Ce phénomène a été mis en évidence pour la première fois en 1911 par Moore à partir de données utilisant les salaires horaires de femmes travaillant dans l'industrie textile italienne, classés par âge et taille d'établissement⁽¹⁾. Les études empiriques menées depuis dans de nombreux pays : États-Unis (Evans et Leighton, 1988 ; Brown et Medoff, 1989 ; Davis et Haltiwanger, 1996 ; Troske, 1999), Allemagne (Gerlach et Schmidt, 1990 ; Schmidt et Zimmerman, 1991 ; Criscuolo, 2000), Angleterre (Main et Reilly, 1993), Italie (Brunello et Colussi, 1998), Danemark, Finlande, Norvège, Suède (Albaek *et alii*, 1998), Suisse (Winter-Ebmer et Zweimuller, 1999), Canada (Morissette, 1993), Lluís, 2003), Kenya et Ghana (Soderbom *et alii*, 2005), convergent généralement sur ce point, même si les comparaisons internationales indiquent que les écarts mesurés par le ratio : "salaire moyen dans les grandes firmes / salaire moyen dans les petites firmes" sont plus ou moins importants selon les pays (Oi et Idson, 1999)⁽²⁾.

Deux types d'explications peuvent être avancées au regard des faits stylisés⁽³⁾ : soit les petites et les grandes entreprises se distinguent par la composition de leur main-d'œuvre et recourent à de la main-d'œuvre de qualité différente, soit elles se distinguent par leur politique de rémunération et paient différemment des salariés d'une qualité donnée⁽⁴⁾.

Selon le premier type d'explication, qui fait appel à la notion de différences compensatrices, la détermination du salaire obéit aux règles du modèle concurrentiel qui veut que le salaire versé soit fonction de la productivité du salarié. L'écart selon la taille provient essentiellement du fait que les plus grandes embauchent les salariés les plus productifs (Idson et Oi, 1999). Les analyses empiriques confirment l'existence d'un écart de productivité en faveur des plus grandes qui sont aussi celles employant les salariés à plus haut niveau d'éducation (Sevestre, 1990 ; Haltiwanger *et alii*, 1999). La question devient alors celle de savoir pourquoi les grandes unités sélectionnent des salariés plus aptes et/ou pourquoi ceux-ci candidatent auprès des grandes unités ? Différents arguments peuvent être avancés :

- (i) les grandes firmes utilisent davantage de capital physique par unité de travailleur et font appel à des travailleurs plus qualifiés pour mettre en œuvre ce stock de capital plus important (Hammermesh, 1990) ;
- (ii) elles recourent davantage à des technologies innovantes (informatique, électronique), d'où un appel à plus de compétences (Idson et Oi, 1999) ;
- (iii) les salariés qualifiés sont attirés par les politiques de formation que les grandes firmes développent pour mettre en œuvre ces technologies plus complexes (Barron *et alii*, 1987 ; Troske, 1999) ;

(iv) les grandes firmes ont plus de difficultés que les petites à contrôler les performances de leurs salariés, d'où le recours à des salariés avec un plus haut niveau d'éducation pour garantir ces performances (Garen, 1985). Le modèle concurrentiel est malgré tout compatible avec le fait que des salariés ayant une productivité identique puissent percevoir des salaires différents. Un emploi peut en effet être défini par quatre dimensions : l'individu qui l'occupe, l'employeur qui offre cet emploi, sa localisation spatiale, les tâches à effectuer. En supposant les trois premières dimensions fixées, des différences peuvent exister dans la quatrième, du point de vue des conditions de travail offertes. De mauvaises conditions de travail donneront lieu, par compensation et selon le principe des prix hédoniques, à des rémunérations plus élevées. En résumé, donc, les grandes entreprises offriront des emplois généralement plus qualifiés et, à qualification égale, des emplois d'une plus grande pénibilité ce qui expliquerait l'écart de rémunération avec les plus petites.

Le second type d'explication remet en cause le modèle concurrentiel et suppose des politiques de rémunération différentes dans les grandes et dans les petites entreprises. Plusieurs justifications sont possibles :

- (i) l'existence de rentes (de monopole) reversées partiellement aux salariés ;
- (ii) la présence de syndicats puissants qui obtiennent des salaires plus élevés pour leurs adhérents ;
- (iii) le versement de salaires supérieurs au salaire de marché, dans la lignée des théories du salaire d'efficience ;
- (iv) des salaires d'embauche plus élevés pour compenser une moindre capacité à observer les aptitudes réelles des salariés (Stigler, 1962)⁽⁵⁾.

Nous apportons dans cet article des éclairages sur la situation française⁽⁶⁾ et nous montrons que l'écart de salaire entre les grandes et les petites unités est conséquent et qu'il ne peut être imputé uniquement à des différences dans la qualité de la main d'œuvre utilisée. Nous nous appuyons pour cela sur des données relatives à une population de jeunes salariés, sortants du système éducatif en 1998 et primo-entrants sur le marché du travail entre 1998 et 2001 pour lesquels nous disposons d'informations à la fois sur leurs caractéristiques personnelles, sur le ou les emplois occupés durant une période de trois ans préalable à l'interrogation et sur la ou les unités dans lesquelles ces emplois étaient localisés. Ces unités sont des établissements et ne recouvrent pas forcément l'entreprise dans son ensemble mais l'information à ce sujet est connue et peut être prise en compte.

L'article est organisé de la manière suivante. La première partie présente la modélisation retenue. Dans un premier temps, nous considérons une équation de salaire incluant, parmi les déterminants, une mesure de la taille de l'unité dans laquelle

l'individu est employé. Une telle équation est susceptible de nous renseigner sur l'importance des écarts de rémunération selon la taille des employeurs mais l'estimation de ce modèle peut fournir des résultats biaisés par une mauvaise appréhension des qualités intrinsèques des salariés. La possibilité existe d'aptitudes évaluées par les employeurs mais qui échappent à la mesure économétrique. Si un tel biais est présent, le risque est de sous-estimer l'importance du premier groupe d'hypothèses évoqué ci-dessus, à savoir l'explication de différences de rémunération du fait de différences dans les qualités de la main-d'œuvre. On cherche à résoudre ce problème par l'estimation en différences premières de cette équation pour les salariés ayant changé d'établissement entre deux dates, afin de neutraliser ces hétérogénéités non mesurées. Dans un troisième temps, on teste des équations de salaire spécifiques à chaque classe de taille qui permettent de voir plus en détail les politiques de rémunération des firmes selon leur taille. La possibilité d'un biais de sélection est prise en compte et le modèle proposé permet de tester son existence et de livrer des coefficients corrigés de l'effet de sélection. La deuxième partie présente les données, les variables utilisées et les statistiques descriptives qui y sont associées. La dernière partie fournit les résultats d'estimation.

Modélisation

On considère l'équation suivante :

$$(1) \quad w_{it} = X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{j=J} \gamma_j C_{ijt} + \varepsilon_{it}$$

dans laquelle w_{it} désigne le logarithme népérien du salaire de l'individu i à la date t , X_{it} un ensemble de caractéristiques observées, retraçant des attributs personnels et de l'emploi qu'il occupe. C_{ijt} désigne les J variables indicatrices de la classe de taille dans laquelle se situe l'unité qui emploie le salarié i à la date t , β est le vecteur des paramètres associés aux variables contenues dans X_{it} et les γ_j sont les J coefficients des indicatrices de taille. ε_{it} est un terme de perturbation.

Ce modèle permet de tester l'existence d'un pur effet de taille. Si on observe des coefficients γ qui diffèrent significativement entre eux, on pourra en conclure que les employeurs de taille différente rémunèrent différemment des salariés identiques au plan de l'observation et occupant des emplois similaires. À l'inverse, des coefficients statistiquement nuls amèneront à conclure que les différences de salaire observées sont dues aux différences dans la qualité de la main d'œuvre utilisée et dans les attributs des postes de travail.

En supposant qu'ils diffèrent, ces coefficients invalident-ils le modèle concurrentiel et reflètent-ils un pur effet de taille, dû à des politiques spécifiques de rémunération ? On peut s'interroger sur la part des aptitudes non évaluées économétriquement qui ont pourtant été appréciées par les employeurs lors des entretiens d'embauche et répercutées dans les salaires. Cette part sera évidemment d'autant plus grande que le capital humain sera moins bien cerné par les variables prises en compte dans le modèle. La question des différences de qualité de la main d'œuvre dans les grandes et les petites unités reste donc ouverte. Si, par exemple, les grandes unités embauchent des salariés plus productifs et les rémunèrent en conséquence sans que cela soit repéré par les variables de contrôle utilisées, l'effet pur de la taille sera surestimé. L'existence de différences compensatrices peut également expliquer une partie des écarts. Par exemple, si les grandes unités recourent davantage au travail de nuit, mieux rémunéré, ou si les conditions de travail y sont moins bonnes et que ces caractéristiques ne sont pas observables.

Il est possible d'en apprendre un peu plus si l'on peut observer, pour ceux ayant changé d'emploi, la variation de salaire qui en a découlé. Revenons au modèle (1) précédent et reformulons-le en prenant en compte un effet fixe individuel en sorte que le terme de perturbation ε_{it} comprenne un terme constant dans le temps, η_i , traduisant l'effet des aptitudes individuelles observables par l'employeur mais non observées économétriquement et ξ_{it} un terme purement aléatoire :

$$(2) \quad w_{it} = X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{j=J} \gamma_j C_{ijt} + \eta_i + \xi_{it}$$

Dans cette formulation, les aptitudes non mesurées sont supposées être rémunérées de la même façon, quelque soit la taille de l'unité. Pour la population ayant changé d'emploi, la variation des salaires est exprimée par l'équation suivante, obtenue par les différences premières entre l'équation (2) à la date $(t+1)$ et à la date t :

$$(3) \quad \Delta w_i = \Delta X_i \beta + \sum_{j=1}^{j=J} \alpha_j C_{ij} + \Delta \xi_i$$

Δw_i représente le taux de variation du salaire entre t et $(t+1)$ associé au changement d'emploi. Dans le membre de droite, les caractéristiques permanentes sont éliminées. ΔX_i contient maintenant uniquement les caractéristiques observées qui ont varié entre t et $(t+1)$. Le second terme traduit les changements dans les classes de taille à l'aide des différences dans les valeurs des indicatrices aux dates t et $(t+1)$. Enfin, les aptitudes individuelles non observables, initialement présentes dans le terme de perturbation, sont également éliminées par la différenciation.

Sous l'hypothèse d'aptitudes non observées économétriquement, constantes dans le temps et également rémunérées par les employeurs de différentes tailles, le modèle (3) fournit des estimations non biaisées des coefficients des variables prises en compte. Les coefficients β indiquent la contribution à la variation du salaire des changements de type d'emploi et les α_j traduisent l'impact sur le salaire du passage d'un établissement d'une classe de taille donnée à une autre, *relativement* aux individus qui sont restés dans la même classe de taille. Cet impact s'ajoute à celui dû au simple changement d'emploi, donné par la constante du modèle. Si les différences de salaire selon la taille, exprimées dans le modèle (1) par les γ_j , sont dues uniquement à la répartition des salariés selon des aptitudes non mesurées, on devrait observer la nullité des α_j . Si, au contraire, les coefficients du modèle (1) expriment de vrais effets de taille, les coefficients devraient être identiques aux coefficients γ_j . Malgré tout, on ne peut exclure la possibilité que le changement de classe de taille soit endogène ce qui aurait pour conséquence de biaiser les estimations par les différences premières. On peut envisager par exemple, à la suite de Gibbons et Katz (1992), qu'il existe un processus progressif d'appariement des individus aux emplois, les amenant à rejoindre une entreprise leur assurant un salaire plus conforme à leurs aptitudes non mesurées. Une façon de remédier à ce problème et de se prémunir contre un effet de sélection possible est de s'assurer que la mobilité est exogène. Nous procéderons ainsi dans la section suivante en limitant l'estimation aux individus n'ayant pas quitté leur emploi de leur plein gré mais qui ont été contraints de le faire soit du fait d'un licenciement, soit du fait d'un contrat achevé non suivi d'une proposition de renouvellement.

Dans la mesure où des individus aux caractéristiques observables identiques se révéleraient différemment rémunérés selon la classe de taille, à quel niveau chacune de ces caractéristiques est-elle rémunérée par les employeurs d'une taille donnée ? Existe-t-il ou non des différences marquées ? Peut-on en apprendre davantage sur l'éventualité d'un biais de sélection ? On cherchera à répondre à ces questions en estimant des équations de salaire séparément par classe de taille. Une estimation sans biais des équations de salaire par les MCO requiert que des individus observés identiques se répartissent de manière aléatoire dans les différentes classes de taille. Dans le cas contraire, si cette répartition obéit à des critères non observables et relatifs à leur utilité à travailler dans une unité d'une taille donnée, les coefficients seront biaisés. Cette question peut être traitée par une procédure en deux étapes (Heckman, 1979) selon le modèle ci-après.

On exprime l'utilité individuelle de travailler pour une entreprise d'une classe de taille donnée par l'équation suivante :

$$(4) U_i^* = B_i \delta + v_i$$

dans laquelle U_i^* est une variable latente continue non observable, fonction d'un ensemble de variables explicatives du choix de la taille contenues dans B_i , et v_i un terme d'erreur ($v_i \sim N(0,1)$)⁽⁷⁾.

Les J équations de salaire s'écrivent (on abandonne l'indication du temps) :

$$(5) \begin{aligned} w_{i1} &= X_i \beta_1 + u_{i1} \\ \dots \\ w_{ij} &= X_i \beta_j + u_{ij} \\ \dots \\ w_{iJ} &= X_i \beta_J + u_{iJ} \end{aligned}$$

Les u_{ij} sont un ensemble de termes d'erreurs tels que : $u_{ij} \sim N(0, \sigma_{u_j}^2)$ et corrélés à v_i ($\rho_{u_j v} \neq 0$)⁽⁸⁾.

On établit une correspondance entre l'observation de la classe de taille dans laquelle l'emploi se situe et la valeur non observée prise par U_i^* . Elle s'appuie sur différents seuils (μ_j) pour les valeurs de U_i^* . On observe :

$$(6) \begin{aligned} C_{i1} &= 1 \quad \text{si } U_i^* < \mu_1, \quad 0 \text{ sinon;} \\ \dots \\ C_{ij} &= 1 \quad \text{si } \mu_{j-1} \leq U_i^* < \mu_j \quad 0 \text{ sinon;} \\ \dots \\ C_{iJ} &= 1 \quad \text{si } U_i^* \geq \mu_J \quad 0 \text{ sinon;} \end{aligned}$$

Compte tenu du biais de sélection, les espérances conditionnelles des salaires sont (en retenant $\mu_1 = 0$):

$$(7) \begin{aligned} E(w_{i1}) &= X_i \beta_1 + E(u_{i1} | v_i < -B_i \delta) \\ \dots \\ E(w_{ij}) &= X_i \beta_j + E(u_{ij} | \mu_{j-1} - B_i \delta \leq v_i < \mu_j - B_i \delta) \\ \dots \\ E(w_{iJ}) &= X_i \beta_J + E(u_{iJ} | v_i > \mu_J - B_i \delta) \end{aligned}$$

Les équations de salaire prenant en compte l'effet de sélection s'écrivent alors :

$$\begin{aligned}
 (8) \quad w_{i1} &= X_i \beta_1 + \rho_{u,v} \sigma_1 \{ [-\phi(B_i \delta)] / [1 - \Phi(B_i \delta)] \} + \zeta_{i1} \\
 \dots \\
 w_{ij} &= X_i \beta_j + \rho_{u,v} \sigma_j \{ [\phi(\mu_j - B_i \delta) - \phi(\mu_{j-1} - B_i \delta)] / \\
 &\quad [\Phi(\mu_j - B_i \delta) - \Phi(\mu_{j-1} - B_i \delta)] \} + \zeta_{ij} \\
 \dots \\
 w_{iJ} &= X_i \beta_J + \rho_{u,v} \sigma_J \{ \phi(\mu_{J-1} - B_i \delta) / \\
 &\quad [1 - \Phi(\mu_{J-1} - B_i \delta)] \} + \zeta_{iJ}
 \end{aligned}$$

avec ϕ et Φ respectivement la densité de probabilité et la fonction de répartition de la loi normale, ζ_{ij} un terme de perturbation.

Les valeurs μ et le vecteur des paramètres δ peuvent être obtenus par maximum de vraisemblance à l'aide d'un *probit* ordonné dont la variable dépendante est la taille, ordonnée en classes croissantes⁽⁹⁾. Les inverses des ratios de Mills sont ensuite calculées et définissent une nouvelle variable, représentant l'effet de sélection, introduite dans les équations de salaire. Ces dernières sont estimées par les moindres carrés, les écarts-type devant être corrigés pour résoudre un problème d'hétéroscédasticité⁽¹⁰⁾. Les valeurs $\lambda_j = \rho_{u,v} \sigma_j$ sont les coefficients attachés à la variable de sélection. Ce sont des paramètres à estimer avec les coefficients β_j des autres variables, désormais corrigés du biais de sélection.

Données et statistiques descriptives

Les données sont issues de l'enquête « Génération 98 » réalisée au printemps 2001 par le Centre d'études et de recherche sur l'emploi et les qualifications (Cereq) auprès de 55 000 personnes âgées de 16 ans et plus, sorties trois ans auparavant du système éducatif et représentatives d'une cohorte de 740 000 individus. L'interrogation a porté sur les parcours de formation jusqu'à la fin de l'année scolaire 1997-1998 et sur les parcours d'insertion professionnelle entre janvier 1998 et le printemps 2001. Elle couvre l'ensemble du spectre des niveaux de formation, du niveau VI (sans diplôme) au niveau I (supérieur ou égal à bac + 5)⁽¹¹⁾.

Le fichier utilisé a été constitué à partir du rapprochement de deux bases : celle décrivant les caractéristiques individuelles et scolaires et celle décrivant les emplois occupés depuis la sortie du système éducatif. Après élimination des observations pour lesquelles la taille n'est pas renseignée, et en limitant l'échantillon aux emplois salariés, à temps complet, du secteur privé ou public concurrentiel, on dispose d'informations relatives à

34 892 individus. Les dates auxquelles le premier emploi a débuté varient d'un individu à l'autre : peu d'entrées ont eu lieu entre janvier et juin 1998, date de fin des études pour la grande majorité (0,8 % du total des entrées pour chacun des mois considérés) ; on enregistre ensuite trois pics en juillet (20 %), septembre et octobre (10 % chacun) puis une décroissance régulière des entrées à partir de novembre (5 %). Un peu moins de la moitié de la population considérée (15 271 individus) a quitté cet emploi pour un autre au cours de la période. On utilisera également l'information disponible sur le dernier emploi occupé avant le printemps 2001 par ces salariés mobiles. Pour 36,1 % d'entre eux, cette mobilité s'est faite sans changer de classe de taille d'établissement ; 36,2 % sont allés vers des unités plus grandes et 27,7 % vers des plus petites⁽¹²⁾.

Le salaire est celui perçu à l'embauche. Il s'agit de la rémunération mensuelle nette augmentée des éventuelles primes associées. Exprimé en valeur nominale dans l'enquête, nous l'avons déflaté par l'indice mensuel des prix à la consommation entre janvier 1998 et juin 2001 pour tenir compte des différences dans la date de début de l'emploi. Par ailleurs, le temps de travail n'est pas appréhendé dans l'enquête par un nombre d'heures mais par la simple distinction entre temps complet et temps partiel ce qui exclut de calculer un salaire horaire. Nous n'avons donc retenu que les salariés à temps complet. Parmi eux, des différences de temps de travail sont possibles. En particulier, la durée du travail a tendance à être plus élevée dans les petites unités, phénomène qui a pu être accentué par le fait que les grandes entreprises ont appliqué plus tôt les changements de législation sur la durée du travail et le passage aux 35 heures. Nous avons cherché à rendre comparable les salaires mensuels en les ramenant à une même base de temps de travail. Nous avons utilisé pour cela les durées du travail par taille d'entreprise fournies par les enquêtes Acemo et publiées par le Ministère de l'emploi (Dares). Pour les emplois commencés entre janvier 1998 et décembre 1999 le salaire a été corrigé par la durée du travail selon la taille de l'entreprise relevée au 2^e trimestre 1999. Pour ceux commencés entre janvier 2000 et juin 2001, il l'a été par la durée du travail relevée au quatrième trimestre 2000.

Les unités appréhendées sont des établissements et leur taille est donnée par le nombre de salariés, selon une nomenclature en six catégories : (i) de 1 à 2 ; (ii) de 3 à 9 ; (iii) de 10 à 49 ; (iv) de 50 à 199 ; (v) de 200 à 499 ; (vi) 500 et plus. La répartition des effectifs salariés par taille d'établissement est relativement conforme à celle observée pour l'ensemble de l'économie française sauf pour les classes extrêmes, l'emploi dans les plus petites unités étant sous-représenté et, dans les plus grandes, sur-représenté de deux points environ⁽¹³⁾. La taille de l'entreprise de rattachement n'est pas connue mais on sait si cette entreprise est pluri ou mono-

établissement. 48 % des unités présentes sont des entreprises mono-établissement et 52 % font partie d'un ensemble plus vaste.

La population étudiée appartient aux deux sexes et, s'agissant de salariés à temps complet, les hommes sont plus nombreux (60 %). L'origine sociale est connue à travers la catégorie socio-professionnelle d'appartenance du père. Le capital humain d'origine scolaire est appréhendé par le nombre d'années d'études. Cette variable a été calculée à partir de l'âge de la personne à la fin des études, renseigné dans l'enquête, auquel on a retiré six ans. On sait que le système scolaire joue également un rôle de filtre d'aptitudes, utilisé par les employeurs pour sélectionner et rémunérer les salariés. Cette dimension est intégrée grâce à l'information disponible sur l'obtention ou non du diplôme correspondant au dernier cycle de formation suivi. Enfin, l'appréhension des compétences de l'individu est améliorée par la prise en compte du désir d'entreprendre et du souhait de l'individu de se mettre un jour à son compte, cette variable étant considérée comme révélatrice d'aptitudes pouvant être évaluées par l'employeur lors de l'embauche du salarié⁽¹⁴⁾.

En plus du salaire perçu et de la taille de l'employeur, l'emploi occupé est connu à travers les variables suivantes : la nature du contrat de travail, l'exercice de responsabilités hiérarchiques plus ou moins importantes dans le poste occupé, la fonction occupée (voir annexe 2), l'établissement d'accueil caractérisé (*i*) par son secteur d'appartenance (selon la nomenclature NES à 16 positions), (*ii*) sa localisation spatiale dans un pôle urbain ou rural, et (*iii*) dans une des 22 régions françaises (plus l'étranger⁽¹⁵⁾). Ces trois dimensions permettent de contrôler les différences de salaire liées notamment à la législation, aux technologies et à l'organisation institutionnelle du secteur, aux différences dans le coût de la vie selon les zones d'habitation. Est également connu le nombre total d'emplois occupés au cours des trois années couvertes par l'enquête.

Le tableau 1 précise la signification des variables et présente leurs moyennes et écarts-type. On note une différenciation forte du salaire selon la taille avec un écart log-salarial de 39 % en faveur des grands établissements par rapport à ceux ayant 1 ou 2 salariés et une progression de 5 à 10 % d'une classe à l'autre. En corollaire, les plus grands établissements emploient davantage d'hommes, des salariés mieux éduqués, plus souvent diplômés, une plus forte proportion d'enfants de professions intermédiaires et de cadres. Le souhait de travailler un jour pour son compte personnel est émis (de manière plus ou moins affirmée) par 48 % des salariés des très petites unités contre 28 % seulement de ceux des très grandes unités. Les entreprises se distinguent également selon leur taille par le type de contrat de travail offert aux personnes employées : le contrat à durée

indéterminée et le recours aux contrats aidés sont davantage le fait des plus petites unités, les plus grandes recourant plus massivement à l'intérim. Enfin, on observe que plus la taille de l'établissement augmente, plus la probabilité que celui-ci fasse partie d'un ensemble plus vaste (entreprise multi-établissements) augmente : 18,1 % de ceux travaillant dans les plus petits établissements sont salariés d'un ensemble plus vaste, contre 80,1 % de ceux travaillant dans les plus grands. Autrement dit, la plupart de ceux travaillant dans un petit établissement sont en contact direct avec la direction de l'entreprise, ce qui n'est pas le cas pour ceux qui travaillent dans des unités plus grandes.

Résultats d'estimation

Estimation en coupe

On estime une équation de salaire selon le modèle (1). Comme on l'a mentionné plus haut, les unités renseignées sont des établissements et non des entreprises. Or, deux établissements de taille identique peuvent appartenir à des firmes de taille très différente. Les agences bancaires, par exemple, sont généralement de petite taille alors qu'elles appartiennent à des firmes de grande taille. Dans la littérature, certaines hypothèses sont relatives à la taille de l'établissement plutôt qu'à celles de la firme. Il en est ainsi par exemple de l'hypothèse selon laquelle un salaire plus élevé compense de moins bonnes conditions de travail dans les grandes unités ou de celle selon laquelle elles imposent des rythmes de travail plus élevés et utilisent des équipements plus lourds et plus coûteux. Inversement, les explications 'institutionnelles' faisant appel au rôle des syndicats, au pouvoir de marché, aux salaires d'efficience, renvoient plus naturellement à la taille de la firme qu'à celle de l'unité de production. La plupart des travaux empiriques utilisent soit des données relatives à la taille de l'établissement, soit à celle de l'entreprise même si quelques travaux incluent les deux⁽¹⁶⁾. Dans l'équation testée, l'information disponible sur l'appartenance à une entreprise mono ou pluri établissements est combinée avec celle de la taille de l'établissement.

Le tableau 2 présente les résultats d'estimation. La colonne 1 présente les coefficients obtenus pour les classes de taille lorsqu'aucune variable de contrôle n'est incluse. L'écart log-salarial entre les plus grands et les plus petits établissements est de près de 34 %. La colonne 2 présente les mêmes résultats avec les variables de contrôle. La prise en compte des caractéristiques de l'individu et de l'emploi occupé à l'aide de nombreuses variables de contrôle, réduit nettement les coefficients obtenus. Malgré tout, un écart substantiel de rémunération demeure, dû

Tableau 1 : statistiques descriptivesa

| Variables | 1 à 2 salariés | | 3 à 9 salariés | | 10 à 49 salariés | | 50 à 199 salariés | | 200 à 499 salariés | | 500 salariés et + | | Ensemble | |
|--|----------------|------------|----------------|------------|------------------|------------|-------------------|------------|--------------------|------------|-------------------|------------|----------|------------|
| | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type |
| Salaires (en log) | 6,746 | 0,301 | 6,800 | 0,287 | 6,864 | 0,288 | 6,956 | 0,293 | 7,031 | 0,312 | 7,136 | 0,332 | 6,923 | 0,320 |
| Sexe (=1 si homme) | 0,582 | 0,493 | 0,579 | 0,494 | 0,591 | 0,492 | 0,587 | 0,492 | 0,582 | 0,493 | 0,652 | 0,476 | 0,594 | 0,491 |
| Couple (=1 si vie en couple) | 0,307 | 0,461 | 0,332 | 0,471 | 0,334 | 0,472 | 0,339 | 0,473 | 0,364 | 0,481 | 0,345 | 0,475 | 0,338 | 0,473 |
| CSP1 (=1 si père agriculteur, artisan, commerçant, chef d'entreprise) | 0,250 | 0,433 | 0,204 | 0,403 | 0,164 | 0,371 | 0,146 | 0,353 | 0,138 | 0,345 | 0,139 | 0,346 | 0,165 | 0,371 |
| CSP2 (=1 si père cadre, ingénieur, technicien, profession intermédiaire) | 0,193 | 0,394 | 0,245 | 0,430 | 0,263 | 0,440 | 0,283 | 0,450 | 0,302 | 0,459 | 0,346 | 0,476 | 0,276 | 0,447 |
| CSP3 (=1 si père employé ou ouvrier) | 0,557 | 0,497 | 0,551 | 0,497 | 0,573 | 0,495 | 0,572 | 0,495 | 0,561 | 0,496 | 0,515 | 0,500 | 0,559 | 0,497 |
| EDUC (nombre d'années d'études) | 14,727 | 2,614 | 15,029 | 2,779 | 15,27 | 2,767 | 15,512 | 2,745 | 15,691 | 2,775 | 15,88 | 2,841 | 15,384 | 2,785 |
| Diplôme (=1 si obtention) | 0,660 | 0,474 | 0,680 | 0,466 | 0,669 | 0,471 | 0,699 | 0,459 | 0,711 | 0,453 | 0,712 | 0,453 | 0,688 | 0,463 |
| Indep- (=1 si "n' envisage pas de se mettre à son compte") | 0,517 | 0,50 | 0,552 | 0,499 | 0,615 | 0,488 | 0,666 | 0,473 | 0,668 | 0,473 | 0,676 | 0,47 | 0,624 | 0,486 |
| Indep+ (=1 si "se mettra peut-être à son compte") | 0,229 | 0,420 | 0,225 | 0,418 | 0,215 | 0,411 | 0,207 | 0,405 | 0,209 | 0,407 | 0,207 | 0,405 | 0,214 | 0,410 |
| Indep++ (=1 si "à le projet de se mettre à son compte") | 0,254 | 0,435 | 0,223 | 0,416 | 0,169 | 0,375 | 0,128 | 0,334 | 0,123 | 0,328 | 0,117 | 0,321 | 0,162 | 0,368 |
| Resp- (=1 si aucune responsabilité hiérarchique) | 0,886 | 0,318 | 0,807 | 0,395 | 0,800 | 0,400 | 0,798 | 0,402 | 0,795 | 0,404 | 0,799 | 0,400 | 0,805 | 0,397 |
| Resp+ (=1 si encadre de 1 à 5 personnes) | 0,109 | 0,312 | 0,181 | 0,385 | 0,163 | 0,369 | 0,156 | 0,363 | 0,153 | 0,360 | 0,146 | 0,353 | 0,159 | 0,365 |
| Resp++ (=1 si encadre de 6 à 10 personnes) | 0,005 | 0,068 | 0,011 | 0,106 | 0,037 | 0,189 | 0,046 | 0,209 | 0,052 | 0,222 | 0,055 | 0,227 | 0,037 | 0,188 |
| Urbain (=1 si unité localisée dans un pôle urbain) | 0,713 | 0,453 | 0,795 | 0,404 | 0,823 | 0,381 | 0,820 | 0,384 | 0,829 | 0,376 | 0,875 | 0,331 | 0,819 | 0,385 |
| Nemp (nombre total d'emplois occupés) | 2,112 | 1,207 | 2,194 | 1,260 | 2,213 | 1,292 | 2,144 | 1,218 | 2,066 | 1,174 | 1,908 | 1,086 | 2,131 | 1,230 |
| CDI (=1 si contrat à durée indéterminée) | 0,403 | 0,491 | 0,384 | 0,487 | 0,331 | 0,470 | 0,272 | 0,445 | 0,259 | 0,438 | 0,310 | 0,462 | 0,320 | 0,466 |
| CDD (=1 si contrat à durée déterminée) | 0,347 | 0,476 | 0,398 | 0,489 | 0,404 | 0,491 | 0,349 | 0,477 | 0,336 | 0,472 | 0,282 | 0,450 | 0,363 | 0,481 |
| INT (=1 si statut d'intérimaire) | 0,069 | 0,254 | 0,086 | 0,280 | 0,186 | 0,389 | 0,332 | 0,471 | 0,364 | 0,481 | 0,367 | 0,482 | 0,239 | 0,427 |
| AID (=1 si emploi aidé ^b) | 0,160 | 0,367 | 0,115 | 0,320 | 0,071 | 0,257 | 0,044 | 0,204 | 0,037 | 0,189 | 0,035 | 0,184 | 0,069 | 0,253 |
| AUT (=1 si autre emploi divers) | 0,021 | 0,144 | 0,016 | 0,127 | 0,009 | 0,093 | 0,005 | 0,067 | 0,004 | 0,06 | 0,006 | 0,077 | 0,009 | 0,094 |
| Pluri (=1 si entreprise de rattachement à plusieurs établissements) | 0,181 | 0,385 | 0,302 | 0,459 | 0,457 | 0,498 | 0,585 | 0,493 | 0,686 | 0,464 | 0,801 | 0,400 | 0,516 | 0,500 |
| | 1748 | | 6521 | | 10067 | | 7660 | | 4204 | | 4692 | | 34892 | |
| | | | | | | | | | | | | | | |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

a. Les variables indicatrices relatives aux fonctions occupées, aux secteurs d'activité et aux régions de localisation de l'emploi ne figurent pas dans ce tableau.

b. Contrats de qualification et d'adaptation (68 % du total), mesures "emplois jeunes" et contrats emplois consolidés (24 %), apprentissage (8 %).

Tableau 2 : estimation des niveaux de salaire selon la taille de l'employeur

| Variabes | (1) ^a | (2) ^a | (3) ^a |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 3-9 salariés | 0,0634 (0,009) | 0,0186 (0,0077) | |
| 10-49 salariés | 0,1276 (0,0089) | 0,0548 (0,0076) | |
| 50-199 salariés | 0,2136 (0,0094) | 0,1234 (0,0083) | |
| 200-499 salariés | 0,2773 (0,0114) | 0,1639 (0,0098) | |
| 500 salariés et plus | 0,3366 (0,0125) | 0,2167 (0,0107) | |
| Pluri | 0,1052 (0,0185) | 0,0642 (0,0156) | 0,0013 (0,0068) |
| (3-9 sal) x Pluri | -0,0745 (0,0202) | -0,0276 (0,0169) | |
| (10-49 sal) x Pluri | -0,0858 (0,0195) | -0,0491 (0,0164) | |
| (50-199 sal) x Pluri | -0,0791 (0,0198) | -0,0572 (0,0166) | |
| (200-499 sal) x pluri | -0,0660 (0,0210) | -0,0375 (0,0176) | |
| (500 sal et +) x Pluri | -0,0145 (0,0215) | -0,0274 (0,0180) | |
| Ln (effectifs) ^b | | | 0,0331 (0,0012) |
| Ln (effectifs) x Pluri | | | 0,0051 (0,0015) |
| \bar{R}^2 | 0,1325 | 0,4845 | 0,4819 |
| N | 34 891 | 31 214 | 31 214 |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

a. Écarts types entre parenthèses.

b. Logarithme népérien de la taille estimée à partir des centres de classes.

Note : Colonne (1) : aucune variable de contrôle.

Colonne (2) : variables de contrôle pour les caractéristiques individuelles et de capital humain : sexe, couple, educ, (educ)², indep+, indep++, pour l'effort du salarié (resp+, resp++), pour les fonctions occupées (10 variables indicatrices), pour les secteurs d'activité (15 variables indicatrices), pour la dimension spatiale : régions de localisation de l'emploi (22 variables indicatrices), urbain.

Colonne (3) : variables de contrôle présentes.

spécifiquement à la taille. Dans les firmes mono-établissement, l'écart log-salarial estimé est encore de près de 22 % entre les plus grands et les plus petits établissements. Entre les classes non extrêmes, par exemple entre les établissements de 200 à 499 salariés et ceux ayant de 3 à 9 salariés, l'écart est respectivement de 21,4 % et de 14,6 % avant et après prise en compte des variables de contrôle⁽¹⁷⁾. Entre deux établissements de taille donnée, l'écart est majoré de 1 à 6 % si l'un fait partie d'un ensemble plus vaste et l'autre non⁽¹⁸⁾.

On peut donner une indication supplémentaire de l'importance de l'effet de la taille en notant que, lorsque l'on régresse le salaire sur l'ensemble des variables de contrôle, puis que l'on répète l'exercice en introduisant les variables de taille, l'écart type de la régression est réduit de 3,9 %. Par comparaison, le même exercice répété cette fois-ci *i*) avec les

variables relatives au secteur d'activité le réduit de 1,1 % seulement *ii*) avec celles relatives à la localisation spatiale de 1,5 %.

La mesure de l'élasticité du salaire à la taille de l'unité peut fournir une idée plus précise du phénomène. Ceci suppose de connaître l'effectif exact de l'unité qui emploie le salarié et non la classe de taille dans laquelle elle se situe, comme c'est le cas dans les données utilisées. L'étude détaillée menée par Albaek *et alii* (1998) montre cependant qu'une variable pseudo-continue, construite à partir des centres de classe, n'induit pas d'importantes erreurs de mesure⁽¹⁹⁾. L'introduction de cette variable en remplacement des indicatrices de taille nous permet d'estimer à 0,033 l'élasticité du salaire à la variation de l'effectif de l'établissement (voir colonne 3). Cette estimation est à mettre en regard de celles obtenues par Albaek *et alii* (1998) qui vont de 0,020 pour la Finlande à 0,025 pour la Norvège, avec celle de 0,027 obtenue par Brown et Medoff (1989) pour les États-Unis ou encore celle 0,031 obtenue pour l'Allemagne par Criscuolo (2000)⁽²⁰⁾. Elle a été obtenue en retenant le seuil de 1500 salariés pour la dernière classe à l'instar de Albaek *et alii*. Dans la mesure où ce choix peut influencer la valeur de l'élasticité, deux variantes ont été testées en retenant des seuils de 1000 et 2000 mais qui donnent des valeurs très proches⁽²¹⁾.

Il semble donc que l'élasticité du salaire à la taille soit relativement forte dans le cas français, au moins pour les salariés débutants. Elle se trouve en outre majorée lorsqu'un établissement de taille donnée appartient à une entreprise plus vaste.

Différences premières

Des caractéristiques individuelles non mesurées peuvent-elles faire apparaître, à tort, l'écart mentionné précédemment comme dû spécifiquement à la taille ?

Notons, en première approche, que les nombreuses variables de contrôle utilisées limitent cette possibilité. On peut penser, en particulier, que l'effet des aptitudes mesurées est plus fort que celui des aptitudes non mesurées. Or, si l'on estime le modèle (1) successivement sans inclure les aptitudes mesurées (éducation, diplôme), puis en les incluant, on constate que leur inclusion réduit faiblement (de 5 % environ), les coefficients liés aux classes de taille. Pour aller plus loin, intéressons-nous aux variations du salaire des individus ayant changé d'emploi sur la période. Pour nous prémunir du biais de sélection possible, nous limitons l'échantillon à ceux qui ont quitté leur premier emploi sans l'avoir choisi, leur mobilité pouvant être considérée comme exogène. Nous utilisons pour cela les informations disponibles quant aux raisons du départ de l'entreprise : départ par démission, licenciement ou fin de contrat non assortie d'une proposition de renouvellement.

Tableau 3 : estimation des écarts de salaire selon la taille du premier employeur pour les salariés ayant changé d'emploi par la suite

| Variables | Coupe instantanée (premier emploi) | | Différences premières "Mobiles involontaires" ^a |
|-------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|---|
| | Ensemble des mobiles ^a | "Mobiles involontaires" ^a | |
| | (1) | (2) | (3) |
| 3-9 salariés | 0,0222 (0,0114) | 0,0256 (0,0154) | 0,0214 (0,0156) |
| 10-49 salariés | 0,0506 (0,0113) | 0,0501 (0,0153) | 0,0486 (0,0157) |
| 50-199 salariés | 0,1193 (0,0121) | 0,1070 (0,0169) | 0,0850 (0,0174) |
| 200-499 salariés | 0,1572 (0,0144) | 0,1462 (0,0211) | 0,1304 (0,0210) |
| 500 salariés et plus | 0,1988 (0,0158) | 0,1845 (0,0227) | 0,1861 (0,0227) |
| Pluri | 0,0123 (0,0240) | 0,0248 (0,0362) | 0,0168 (0,0308) |
| (3-9 sal.) x Pluri | 0,0223 (0,0258) | 0,0121 (0,0389) | 0,0037 (0,0330) |
| (10-49 sal.) x pluri | 0,0099 (0,0250) | 0,0017 (0,0378) | -0,0013 (0,0322) |
| (50-199 sal.) x Pluri | -0,0058 (0,0253) | -0,0086 (0,0384) | 0,0135 (0,0330) |
| (200-499 sal.) x pluri | 0,0152 (0,0268) | 0,0168 (0,0407) | -0,002 (0,0355) |
| (500 sal. et +) x Pluri | 0,0296 (0,0274) | 0,0331 (0,0414) | -0,0007 (0,0360) |
| \bar{R}^2 | 0,4477 | 0,4291 | 0,2244 |
| N | 13672 | 5445 | 5330 |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

a. Écarts types entre parenthèses.

Note : Colonnes (1) et (2) : l'estimation est faite sur le premier emploi. Les régresseurs incluent, outre ceux présentés, les variables de contrôle : sexe, couple, educ, (educ)², indep+, indep++, resp+, resp++, fonctions occupées (10 variables indicatrices), secteurs d'activité (15 variables indicatrices), régions de localisation de l'emploi (22 variables indicatrices), urbain.

Colonne (3) : l'estimation est faite sur les différences premières entre le dernier et le premier emploi. La variable dépendante est l'écart dans le logarithme du salaire. Les régresseurs sont, outre les écarts dans les variables de taille, les écarts dans les variables indep+, indep++, resp+, resp++, cdd, int, aid, aut, fonctions (10), secteurs (15), régions (22), urbain. Figure également l'écart dans l'expérience professionnelle acquise, mesurée en nombre de mois passés en emploi, et son carré. L'expérience est considérée comme nulle à l'entrée dans le premier emploi. Pour le second emploi pris en compte, elle est égale au nombre de mois passés en emploi jusqu'à l'entrée dans cet emploi.

Lecture : Parmi ceux ayant subi une mobilité involontaire, ceux travaillant dans une unité de 3 à 5 salariés percevaient, lors de leur premier emploi, un salaire de 2,6 % supérieur à ceux travaillant dans une unité comptant 1 à 2 salariés. Ceux passés d'une unité comptant 1 à 2 salariés à une autre comptant 3 à 5 salariés ont accru leur salaire de 2,1 %.

Le tableau 3 présente les résultats obtenus. Préalablement à l'estimation en différences premières, sont présentées des estimations en niveau, obtenues en coupe instantanée sur le premier emploi et cela, pour l'ensemble des mobiles (colonne 1) et pour les "mobiles involontaires" (colonne 2). Dans les deux cas, la taille influe significativement sur le salaire⁽²²⁾. La comparaison des résultats présentés en colonne 1 avec ceux du tableau 2 montre que l'effet taille de l'établissement est, pour les mobiles, très proche de celui de l'échantillon complet. L'effet de la taille de l'entreprise devient par contre, non significatif au seuil de 5 %. On remarque ensuite, en comparant les colonnes 1 et 2 du tableau 3, que l'effet taille de l'établissement est assez semblable pour l'ensemble des mobiles et pour ceux à qui cette mobilité a été imposée⁽²³⁾ : l'écart log-salarial entre les grands et les petits se situe autour de 18,5 % dans les deux cas et les différences entre les coefficients respectifs des deux colonnes

(2) et (1) vont de -1,5 à +0,4 point de pourcentage avec une moyenne de -0,3 point.

L'estimation des écarts en différences premières est présentée en colonne 3. La variable dépendante est le taux de variation du salaire (écart dans les logarithmes) et les régresseurs sont les écarts dans les variables explicatives. Rappelons que si la totalité de l'écart observé de salaire selon la taille est dû à des différences d'aptitudes non contrôlées économétriquement, les coefficients de taille estimés devraient être nuls. Un premier regard nous indique que les coefficients relatifs aux établissements sont tous différents de 0, ceux relatifs à la taille de la firme et ceux d'interaction ne l'étant pas au seuil de 5 %. Les écarts entre les coefficients des colonnes (3) et (2) vont de -3,4 points à 0,1 point avec une moyenne de -0,9 point. On en conclut donc que les résultats obtenus en différences premières modifient peu ceux obtenus en coupe instantanée.

Autrement dit, ceux ayant changé de classe de taille en changeant d'emploi ont connu une variation de salaire quasi équivalente à l'écart qui existait, pour le premier emploi, entre les salariés de ces deux classes présentant les mêmes caractéristiques qu'eux. Passer d'une petite à une plus grande unité procure un supplément salarial significatif par rapport à un changement d'emploi qui se ferait sans changement de classe de taille⁽²⁴⁾. Passer par exemple d'un établissement de 200-499 à un autre de 500 et plus majore le salaire de 5,6 %. L'existence d'un écart dû à des différences d'aptitudes non observées n'est donc pas confortée par ces résultats, qui renforcent au contraire l'idée d'une rémunération différenciée de salariés identiques par les grands et les petits employeurs. Notons que Brown et Medoff faisaient état d'un effet variable des aptitudes non mesurées sur le salaire selon les variables de contrôle utilisées mais concluaient également que « l'effet de la taille de l'employeur sur le salaire n'était pas fortement réduit en considérant les changements de salaire survenus à la suite d'un changement de taille d'employeur » (p. 1056). Nous résumons et discutons ci-dessous les résultats obtenus jusque-là dans cette partie.

Il existe, pour les jeunes débutants sur le marché du travail, des écarts de rémunération importants selon la taille de l'unité dans laquelle ils sont embauchés. Ces écarts sont fortement réduits mais restent très significatifs lorsque l'on raisonne à caractéristiques données de l'individu et de l'emploi qu'il occupe. En nous préservant d'un effet de sélection par la restriction de l'échantillon à ceux qui n'ont pas choisi de quitter leur emploi, nous avons fait apparaître que l'essentiel de ces écarts ne relève pas d'aptitudes non mesurées telles que les compétences non scolaires et la motivation. Sans doute, s'agissant de salariés sans expérience, ces aptitudes sont elles moindres, plus difficiles à déceler et, sans doute, les employeurs ne sont-ils pas prêts à les rémunérer dès le début de carrière, d'autant plus qu'une grande partie des contrats de travail proposés sont de courte durée. À ce stade, au vu des résultats obtenus, le modèle standard de détermination des salaires, même amendé par la théorie du capital humain qui le restreint aux individus présentant des qualités identiques, est remis en cause.

Comme on l'a vu en introduction, on doit cependant prendre en compte un autre amendement à ce modèle qui, dans une conception hédonique des salaires, postule que des tâches plus pénibles donnent lieu à une compensation salariale. Les estimations précédentes ont contrôlé partiellement l'effet des conditions de travail. Nous avons tenu compte des fonctions occupées en distinguant, par exemple, les tâches de manutention physiquement pénibles et les activités tertiaires, qui le sont moins. En contrôlant le secteur d'activité, nous avons tenu compte également du processus de production qui détermine largement les conditions de travail (processus

impliquant des horaires continus, un travail le week-end, des nuisances fortes, des risques pour la santé, etc.). Enfin, en prenant en compte l'exercice de responsabilités hiérarchiques à trois niveaux, nous avons pu tenir compte d'une certaine forme de pénibilité liée au management d'équipe. Toutefois, le manque de questions précises et le niveau agrégé auquel à la fois les fonctions et les activités ont été saisies ne permet pas un contrôle totalement satisfaisant des conditions de travail, notion par ailleurs difficile à appréhender. On peut surmonter partiellement ce problème en considérant que si ces dernières influent sur le salaire, l'utilisation d'une nomenclature plus désagrégée des secteurs d'activité, et donc rendant mieux compte des différences dans les conditions de travail, devrait réduire les coefficients de taille observés jusque là. Nous avons reproduit à cette fin l'estimation présentée en colonne 2 du tableau 2 en utilisant une nomenclature à 68 positions pour les secteurs d'activité au lieu de 16 retenus précédemment. On constate que cela n'engendre qu'une très faible variation des coefficients de taille, aucun n'ayant une variation qui dépasse 0,9 point de pourcentage (les résultats ne sont pas reportés)⁽²⁵⁾.

Un dernier amendement au modèle de la concurrence parfaite est contenu dans la théorie de la discrimination (Becker, 1971) qui postule que les caractéristiques sociologiques ou ethniques doivent être prises en compte au même titre que l'éducation pour étudier l'équilibre concurrentiel. La principale de ces discriminations concerne le sexe et nous avons vu que les grandes unités employaient effectivement une proportion d'hommes plus importante mais le modèle nous a permis de contrôler cette dimension.

Il semble donc que la différenciation des salaires selon la taille résiste à la théorie des différences compensatrices. La persistance des écarts justifie que l'on procède à des estimations séparées, par classe de taille.

Estimation par classe de taille avec prise en compte de l'effet de sélection

Le modèle présenté dans les équations (4) à (8) a été estimé par Idson et Feaster (1990) pour le cas des États-Unis et par Main et Reilly (1993) pour le Royaume-Uni. Evans et Leighton (1988), pour leur part, estiment seulement l'équation de sélection, à l'aide d'un *probit* ordonné. Nous retenons quatre classes de taille seulement au lieu des six précédentes, obtenues par regroupement des classes extrêmes. Cette réduction laisse une visibilité suffisante de l'effet taille et permet d'alléger l'estimation d'un modèle de sélection avec un *probit* ordonné à six modalités pour la variable dépendante.

L'équation de sélection inclut des variables susceptibles d'influer sur la probabilité de travailler dans une unité de taille donnée. Les variables retenues sont le sexe de l'individu, le fait de vivre en

couple ou non, le niveau d'éducation, la catégorie sociale des parents, le nombre total d'emplois occupés sur la période, le fait de vouloir ou non travailler à son compte. On peut s'attendre à ce que la probabilité de travailler dans une grande unité soit plus forte pour les hommes. Davantage à la recherche de perspectives de carrière professionnelle, ils ont une préférence pour les grandes unités, où ces perspectives sont plus nombreuses. Les femmes peuvent, elles aussi, avoir une préférence pour les grandes unités, où la durée du travail est plus faible et qui offrent davantage de souplesse dans l'organisation du temps de travail, mais cela passe souvent par le temps partiel or il s'agit ici uniquement de salariés à temps plein. En outre, il s'agit d'une population jeune, ce qui limite l'impact des considérations familiales sur ces préférences. Concernant la vie en couple, nous reprenons l'hypothèse d'Idson et Feaster (1990) selon laquelle elle est susceptible d'induire une préférence pour les unités de grande taille qui apportent plus de stabilité de l'emploi. Un niveau d'éducation élevé est supposé induire une préférence pour les grandes unités en raison, là encore, de possibilités de carrière plus importantes. L'origine sociale peut influencer sur le choix. Nous faisons ici l'hypothèse que les enfants d'artisans, d'agriculteurs, de commerçants, de chefs d'entreprise sont susceptibles d'être davantage attirés par les unités de petite taille. Le nombre d'emplois occupés sur l'ensemble de la période couverte par l'enquête est pris comme un indicateur de comportement, suivant en cela Evans et Leighton (1988), l'idée étant qu'une plus forte rotation sur les emplois implique une préférence pour les petites unités où les emplois sont moins stables. Le fait de déclarer vouloir ou non travailler un jour à son compte est une variable intéressante, car absente des travaux antérieurs ayant estimé ce type de modèle. Ceux ayant répondu positivement à cette question sont attendus préférer les petites unités aux grandes.

Les résultats du *probit* ordonné sont présentés au tableau 4. On constate que la probabilité de travailler dans une grande unité est plus forte si l'on est un homme mais, contrairement à Idson et Feaster, la vie en couple n'apparaît pas comme un critère discriminant. L'argument de la stabilité recherchée est peut être moins pertinent du fait qu'il s'agit d'une population jeune, souvent sans enfant. Un niveau de qualification plus élevé augmente la probabilité de travailler dans une unité de grande taille. L'hypothèse relative à l'origine sociale est également validée. L'instabilité apparaît comme un critère discriminant pour préférer un emploi dans une petite unité et plus la volonté de travailler à son compte est affirmée, plus la probabilité de travailler dans une petite unité augmente. Enfin, les seuils μ_1 et μ_2 indiquent que les facteurs inobservables participent à la sélection et que les individus ayant les valeurs les plus élevées pour ces seuils ont une probabilité plus forte de travailler dans une grande unité.

L'estimation des équations de salaire par classe de taille est présentée au tableau 5. En nous reportant au bas du tableau, on constate que l'hypothèse d'une répartition non aléatoire des individus dans les différentes classes de taille ne peut être rejetée au vu des coefficients obtenus pour la variable de sélection (λ)⁽²⁶⁾. Notons qu'un coefficient négatif pour les unités de petite taille indique un effet de sélection positif (voir l'équation 8 pour w_{it}) et un salaire prédit, connaissant la taille de l'employeur, supérieur au même salaire ne connaissant pas cette taille. Les salariés des petits établissements ont un salaire supérieur, en moyenne, au salaire moyen d'individus qui auraient été affectés aléatoirement à cette classe de taille. Pour les unités de grande taille, le coefficient négatif observé traduit un effet de sélection négatif (voir l'équation 8 pour $w_{i,t}$). Le salaire prédit conditionnellement à la taille est donc inférieur au salaire non conditionnel. Le processus de sélection a pour effet de réduire le différentiel de salaires entre les grandes et les petites unités.

Ces résultats sont identiques à ceux obtenus par Idson et Feaster (1990)⁽²⁷⁾. Ils y voient l'effet de la préférence différenciée pour le travail indépendant, variable non observable dans leur modèle et qui affecterait simultanément la probabilité de choix de la taille et le salaire via les termes de perturbation, selon le mécanisme suivant : une influence négative sur le choix des unités de grande taille, une influence positive sur les salaires payés par les entreprises de

Tableau 4 : équation de sélection (*probit* ordonné)

| Variables | Variable dépendante : taille de l'établissement (quatre modalités) ^a |
|-----------|---|
| Constante | 0,0827 (0,0433) |
| Sexe | 0,1145 (0,0132) |
| Couple | 0,0061 (0,0137) |
| Educ | 0,0389 (0,0024) |
| Csp2 | 0,2441 (0,0191) |
| Csp3 | 0,1720 (0,0172) |
| Nemp | -0,0392 (0,0052) |
| Indep++ | -0,1240 (0,0155) |
| Indep+ | -0,3389 (0,0173) |
| Mu(1) | 0,7965 (0,0075) |
| Mu(2) | 1,4060 (0,0092) |
| Khi deux | 1067,55 |
| N | 30899 |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

a. Écarts types entre parenthèses.

Tableau 5 : équations de salaire par classe de taille d'établissement – Premier emploi

| Variables | 1-9 salariés ^a | | 10-49 salariés ^a | | 50-199 salariés ^a | | 200 salariés et plus ^a | |
|---|---------------------------|----------|-----------------------------|----------|------------------------------|----------|-----------------------------------|----------|
| Constante | 6,4095 | (0,0953) | 6,5654 | -0,0772) | 6,7014 | (0,1221) | 6,8572 | -0,1574) |
| Sexe | 0,065 | (0,0093) | 0,0451 | -0,0083) | 0,0367 | (0,0122) | 0,0426 | (0,0112) |
| Couple | 0,0033 | (0,0072) | 0,0150 | (0,0065) | 0,0143 | (0,0097) | 0,0217 | (0,0090) |
| Educ | 0,0155 | (0,0096) | 0,0248 | (0,0081) | 0,0222 | (0,0118) | 0,0306 | (0,0120) |
| (Educ) ² | 0,0003 | (0,0003) | -0,0001 | (0,0002) | -0,0003 | (0,0003) | -0,0003 | (0,0003) |
| Diplôme | 0,0473 | (0,007) | 0,0381 | (0,0063) | 0,0346 | (0,0096) | 0,0394 | (0,0095) |
| Indep ⁺ | 0,0176 | (0,0091) | 0,0290 | (0,0085) | 0,0278 | (0,0126) | 0,0349 | (0,0120) |
| Indep ⁺⁺ | 0,0516 | (0,0144) | 0,0606 | (0,0141) | 0,0614 | (0,0216) | 0,0709 | (0,0216) |
| CDD | -0,0329 | (0,0074) | -0,0690 | (0,007) | -0,0977 | (0,0114) | -0,1254 | (0,0113) |
| Int | 0,0023 | (0,0125) | -0,0391 | (0,009) | -0,0666 | (0,0127) | -0,1210 | (0,0124) |
| Aid | -0,3404 | (0,0106) | -0,3367 | (0,012) | -0,3587 | (0,0221) | -0,4059 | (0,0231) |
| Aut | -0,1218 | (0,0246) | -0,1131 | (0,032) | -0,1677 | (0,0671) | -0,4250 | (0,0553) |
| Resp ⁺ | 0,0642 | (0,0086) | 0,0448 | (0,0078) | 0,0542 | (0,0117) | 0,0591 | (0,0113) |
| Resp ⁺⁺ | 0,1348 | (0,0320) | 0,0731 | (0,0156) | 0,0799 | (0,0203) | 0,0879 | (0,0181) |
| F2-Installation, entretien, réglage, réparation | 0,0045 | (0,0118) | 0,0042 | (0,0114) | 0,0237 | (0,0175) | 0,0005 | (0,0179) |
| F3-Nettoyage, gardiennage, travaux ménagers | -0,0199 | (0,0199) | -0,0593 | (0,0175) | -0,0815 | (0,0294) | -0,1396 | (0,0333) |
| F4-Manutention, magasinage, transports | 0,0146 | (0,0143) | -0,0289 | (0,0111) | -0,0259 | (0,0143) | -0,0522 | (0,0141) |
| F5-Secrétariat, standard, guichet, saisie | -0,0077 | (0,0170) | -0,0321 | (0,0149) | -0,0552 | (0,0220) | -0,0818 | (0,0222) |
| F6-Gestion, comptabilité, administration | 0,0185 | (0,0175) | 0,0065 | (0,0144) | 0,0282 | (0,0207) | 0,0372 | (0,0182) |
| F7-Commerce, vente, technico-commercial | 0,0097 | (0,0123) | 0,0167 | (0,0116) | 0,0314 | (0,0183) | 0,0048 | (0,0176) |
| F8-Recherche, études, conseil | 0,2004 | (0,0219) | 0,2273 | (0,0167) | 0,2776 | (0,0228) | 0,1904 | (0,0184) |
| F9-Informatique, télécommunications | 0,0794 | (0,0216) | 0,1360 | (0,0164) | 0,1871 | (0,0220) | 0,0883 | (0,0191) |
| F10-Directeur gal ou adj. dir., cadre direction | 0,2756 | (0,0607) | 0,2201 | (0,0489) | 0,3628 | (0,0726) | 0,1989 | (0,0730) |
| F11-Enseignement, santé, information autre | 0,0727 | (0,0142) | 0,0556 | (0,0135) | 0,0781 | (0,0209) | 0,0680 | (0,0199) |
| S1-Agriculture, sylviculture, pêche | 0,0264 | (0,0379) | 0,0207 | (0,0403) | 0,1077 | (0,0598) | 0,0920 | (0,0531) |
| S2-Industries agricoles et alimentaires | -0,0308 | (0,0425) | -0,0546 | (0,0489) | 0,1370 | (0,0921) | -0,0062 | (0,1099) |
| S4-Industries automobiles | -0,0936 | (0,0373) | -0,1057 | (0,0412) | 0,0079 | (0,0657) | 0,0166 | (0,0693) |
| S5-Industries des biens d'équipements | -0,100 | (0,0346) | -0,1065 | (0,0374) | -0,0160 | (0,0560) | 0,0301 | (0,0520) |
| S6-Industries des biens intermédiaires | -0,0755 | (0,0356) | -0,0467 | (0,038) | 0,0643 | (0,0575) | 0,0725 | (0,0564) |
| S7-Energie | 0,0158 | (0,0361) | -0,0348 | (0,038) | 0,1030 | (0,0578) | 0,1230 | (0,0548) |
| S8-Construction | -0,1158 | (0,113) | -0,0281 | (0,0613) | 0,0911 | (0,0787) | 0,2105 | (0,0651) |
| S9-Commerce | -0,0687 | (0,0659) | -0,0455 | (0,0498) | 0,0943 | (0,0621) | 0,1923 | (0,0532) |
| S10-Transports | -0,0578 | (0,0367) | -0,0588 | (0,0394) | 0,0674 | (0,0576) | 0,0918 | (0,0533) |
| S11-Activités financières | -0,0975 | (0,0405) | -0,043 | (0,0394) | 0,0696 | (0,0581) | 0,1477 | (0,0530) |
| S12-Activités immobilières | -0,0805 | (0,0408) | 0,0592 | (0,0397) | 0,0602 | (0,0577) | 0,1502 | (0,0532) |
| S13-Services aux entreprises | -0,0487 | (0,0378) | -0,0597 | (0,0382) | 0,0603 | (0,0565) | 0,1510 | (0,0522) |
| S14-Services aux particuliers | -0,0428 | (0,0347) | -0,0212 | (0,0373) | 0,0761 | (0,0559) | 0,1142 | (0,0518) |
| S15-Education, santé, action sociale | -0,0925 | (0,0349) | -0,1117 | (0,0379) | -0,0177 | (0,0589) | -0,0230 | (0,0573) |
| S16-Associations | -0,0715 | (0,0411) | -0,0312 | (0,0401) | 0,0536 | (0,0583) | 0,1098 | (0,0556) |
| R21-Champagne-Ardenne | -0,0587 | (0,0199) | -0,0946 | (0,0188) | -0,1212 | (0,0263) | -0,1018 | (0,0302) |
| R22-Picardie | -0,0351 | (0,0214) | -0,0822 | (0,0186) | -0,0918 | (0,0263) | -0,1008 | (0,0243) |
| R23-Haute-Normandie | -0,0522 | (0,0252) | -0,0861 | (0,0206) | -0,0974 | (0,0292) | -0,1023 | (0,0248) |
| R24-Centre | -0,0487 | (0,0173) | -0,0932 | (0,0162) | -0,0995 | (0,023) | -0,1071 | (0,0223) |
| R25-Basse-Normandie | -0,063 | (0,0212) | -0,1050 | (0,0193) | -0,1063 | (0,0285) | -0,1396 | (0,0271) |
| R26-Bourgogne | -0,065 | (0,0202) | -0,1002 | (0,0185) | -0,0843 | (0,0267) | -0,1407 | (0,0265) |
| R31-Nord-Pas de Calais | -0,0699 | (0,0176) | -0,0760 | (0,0151) | -0,0999 | (0,0211) | -0,1344 | (0,0189) |
| R41-Lorraine | -0,0532 | (0,0194) | -0,0355 | (0,0167) | -0,0880 | (0,0231) | -0,1178 | (0,0209) |
| R42-Alsace | -0,0467 | (0,0177) | -0,0612 | (0,0155) | -0,0773 | (0,0235) | -0,0962 | (0,0212) |
| R43-Franche-Comté | -0,0853 | (0,0220) | -0,0845 | (0,0202) | -0,0595 | (0,0271) | -0,1069 | (0,0282) |
| R52-Pays de la Loire | -0,0652 | (0,0148) | -0,0805 | (0,0132) | -0,1022 | (0,0185) | -0,1473 | (0,0184) |

Tableau 5 (fin)

| | | | | |
|--------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| R53-Bretagne | -0,0581 (0,0170) | -0,0974 (0,0154) | -0,1111 (0,0223) | -0,1337 (0,0210) |
| R54-Poitou-Charentes | -0,0543 (0,0213) | -0,0994 (0,0188) | -0,0821 (0,0282) | -0,1883 (0,0305) |
| R72-Aquitaine | -0,0872 (0,0152) | -0,1117 (0,0145) | -0,0973 (0,021) | -0,1538 (0,0236) |
| R73-Midi-Pyrénées | -0,0803 (0,0190) | -0,1105 (0,0165) | -0,1410 (0,027) | -0,1131 (0,0263) |
| R74-Limousin | -0,1105 (0,0252) | -0,0887 (0,0226) | -0,0827 (0,0366) | -0,1511 (0,0360) |
| R82-Rhône-Alpes | -0,0711 (0,0125) | -0,0738 (0,0111) | -0,0892 (0,0158) | -0,1194 (0,0159) |
| R83-Auvergne | -0,0989 (0,0227) | -0,1272 (0,0238) | -0,1038 (0,0351) | -0,1524 (0,0355) |
| R91-Languedoc-Roussillon | -0,1105 (0,0188) | -0,1193 (0,0177) | -0,1123 (0,0292) | -0,1526 (0,0355) |
| R93-Provence-Alpes-Côte d'Azur | -0,0732 (0,0140) | -0,0693 (0,0126) | -0,0892 (0,0197) | -0,1179 (0,0201) |
| R94-Corse | -0,0597 (0,0432) | -0,1202 (0,0411) | -0,0612 (0,0914) | -0,1502 (0,1448) |
| R99-Etranger | 0,0206 (0,0317) | 0,0922 (0,0236) | 0,0872 (0,0340) | 0,1217 (0,0305) |
| Urbain | -0,0075 (0,0083) | -0,0137 (0,0084) | 0,0178 (0,0123) | 0,0211 (0,0132) |
| Pluri | 0,0389 (0,0076) | 0,0128 (0,006) | 0,0045 (0,0088) | 0,0344 (0,0096) |
| λ | -0,1034 (0,0451) | -0,0989 (0,0337) | -0,1847 (0,0499) | -0,2132 (0,0632) |
| \bar{R}^2 | 0,3849 | 0,3803 | 0,4352 | 0,4822 |
| N | 7002 | 8708 | 6727 | 7938 |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

a. Les écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité sont placés entre parenthèses.

Note : les modalités de référence sont : i) pour les fonctions occupées « Production, fabrication, chantiers » ; ii) pour les secteurs d'activité : « Industrie des biens de consommation » ; iii) pour les régions : « Région Ile de France ».

toutes tailles (car ces aptitudes laissent présager une productivité supérieure dans tous les contextes), la covariance négative entre les termes de perturbation étant traduite par des coefficients négatifs pour la variable de sélection dans toutes les classes de taille. Ces salariés à forte productivité se dirigeant de préférence vers les petites unités, ceci engendre, dans les unités de grande taille, un salaire moyen inférieur à celui que l'on aurait observé si la répartition avait été aléatoire (et inversement dans les petites unités). À la différence des auteurs cités, nous avons la possibilité d'observer la préférence pour le travail indépendant. Nos résultats confirment le raisonnement précédent : la préférence pour le travail indépendant diminue la probabilité de travailler dans une grande unité (tableau 4) et accroît le salaire perçu dans toutes les classes de taille (tableau 5 ; les coefficients de indep+ et indep++ sont positifs et plus forts pour la seconde modalité que pour la première dans les équations de salaire). Cependant, si l'explication avancée par Idson et Feaster était la bonne, l'effet de sélection ne devrait pas apparaître dans nos estimations puisque le critère de préférence pour le travail indépendant est observable. Nous avons réestimé le modèle en ôtant ce critère de l'équation de sélection et des équations de salaire conformément à leur spécification : l'effet de sélection reste intact. Inclure ou non cette dimension n'influe donc pas sur le niveau du biais de sélection. Il semble exister d'autres processus à l'œuvre, dont l'identification dépasse le cadre de cet article.

Concernant les variables qui influencent la rémunération, on peut tirer les enseignements suivants du modèle testé :

- l'écart de salaire en faveur des hommes est présent dans toutes les classes de taille. Cependant, parallèlement à une probabilité plus forte de travailler (à temps complet) dans une grande unité pour les hommes, l'écart de rémunération selon le sexe y est nettement plus faible que dans les petites. À qualification et poste de travail équivalents, la discrimination salariale envers les femmes tend à diminuer au fur et à mesure que la taille augmente ;
- si le fait de vivre en couple n'affecte pas la probabilité de travailler dans une unité de taille donnée, les personnes vivant maritalement perçoivent des salaires plus élevés. Ce résultat est conforme à celui généralement observé⁽²⁸⁾. On constate que ce bonus salarial augmente avec la taille de l'unité ;
- les grandes et les petites unités se distinguent dans les rémunérations associées au type de contrat de travail. Dans les petites unités, l'emploi en CDI n'est pas associé à des salaires plus élevés que ceux obtenus avec un CDD ou un contrat d'intérim et les salaires sont moins différenciés selon le type de contrat. Dans les grandes, au contraire, l'emploi sur CDI est nettement mieux rémunéré. Il semble donc que les grandes unités segmentent davantage leur main-d'œuvre : une minorité de salariés bénéficie à la fois de la relative sécurité de l'emploi offerte par le CDI et d'une rémunération supérieure ;
- l'exercice de responsabilités hiérarchiques de premier niveau, mesuré par le nombre de personnes encadrées, est valorisé de la même manière selon la taille tandis que celui de second niveau, est mieux rémunéré dans les petites unités, ce qui s'explique par le fait que ces responsabilités correspondent plus fréquemment à des tâches de direction générale ;
- la hiérarchie des rémunérations selon les fonctions occupées diffère peu selon la taille. On notera

cependant deux fonctions dont l'écart à la modalité de référence (les activités de fabrication) varient selon la taille : les activités de manutention d'une part, les tâches de secrétariat et saisie d'autre part sont nettement moins bien rémunérées que les activités de référence dans les grandes unités, ce qui ne s'observe pas dans les petites. De telles différences s'expliquent sans doute par un contenu réel des tâches qui diffère selon la taille ;

– les rendements de l'éducation sont positifs mais nettement plus faibles dans les petites unités que dans les grandes. Ils semblent avoir des profils différenciés, croître avec le niveau d'études dans les plus petites et être décroissants dans les autres mais les coefficients des termes quadratiques ne sont pas significatifs au seuil de 5 %. Cette question des rémunérations peut être creusée à l'aide d'informations sur l'opinion que les salariés ont de l'emploi qu'ils occupaient au moment où ils ont été interrogés. Cette opinion est appréciée à travers trois questions portant *i*) sur la correspondance entre le poste occupé et le niveau de compétences que l'individu s'attribue ; *ii*) sur le degré de 'réalisation professionnelle' que le poste apporte au salarié et enfin *iii*) sur le niveau de rémunération au regard du poste. On peut considérer que la première question fournit une mesure du degré d'appariement du salarié à son poste de travail et de l'éventuel "déclassement" qu'il estime subir au regard de ses compétences ; la seconde traduit plutôt l'intérêt du travail confié et sa pénibilité ; la troisième mesure le déclassement salarial et/ou la non reconnaissance des efforts fournis et/ou la non compensation de conditions de travail dégradées. Les chiffres correspondants sont présentés en annexe 3 en croisant la taille de l'établissement et le niveau de formation. Tous niveaux de formation confondus, l'appariement est jugé de meilleure qualité dans les petites unités et l'intérêt du travail plus grand mais les salariés s'y estiment plus fréquemment sous-rémunérés. La satisfaction vis-à-vis du salaire ne s'exprime cependant vraiment que dans les unités de 200 salariés et plus. En tenant compte maintenant des écarts pouvant survenir en fonction du niveau de formation, il ressort que le degré d'appariement est jugé meilleur dans les petites unités à tous les niveaux de formation, sauf au niveau bac +5. L'intérêt porté au travail est plus contrasté : pour les niveaux inférieurs au bac, la satisfaction est beaucoup plus forte dans les petites unités que dans les grandes, mais c'est l'inverse pour les plus éduqués, particulièrement au niveau bac +5. Enfin, en termes de rémunération, plus le niveau de formation augmente et plus la proportion d'insatisfaits augmente dans les plus petites unités, alors qu'elle tend au contraire à décroître dans les autres classes de taille. Au total, on peut considérer que les opinions émises corroborent les résultats du modèle concernant les différences de rendement de l'éducation mais pas les coefficients des termes quadratiques : l'écart selon la taille dans les rendements de l'éducation tendrait à s'accroître au

fur et à mesure que le niveau de formation augmente et non à se réduire. Les informations obtenues sur le contenu du travail renforcent l'idée que c'est vis-à-vis des salariés les mieux formés que les petites unités ont le plus faible pouvoir d'attraction.

Conclusion

Cet article a analysé la différenciation des salaires selon la taille des établissements en France pour les primo-entrants sur le marché du travail, occupant un travail à temps plein dans le secteur privé. Le principal résultat est que les salaires des primo-entrants sont plus élevés dans les grandes unités. On retrouve là le résultat des différentes études menées sur les pays étrangers et pour la France par Abowd *et alii* (1999). L'écart de rémunérations en faveur des salariés des grands établissements est relativement important, même en contrôlant de nombreuses variables liées à l'individu, à ses études, au type d'emploi qu'il occupe et au lieu où il exerce son activité. D'une classe de taille à la suivante, le salaire progresse de 2 à 6 % environ. Nous avons pu estimer une élasticité du salaire à la taille. Il en ressort qu'elle est au moins aussi forte, sinon plus, que celle estimée pour d'autres pays (États-Unis, Pays scandinaves, Allemagne) bien que l'on doive faire preuve de prudence dans le commentaire, compte tenu de différences dans l'âge des populations concernées.

Un second résultat est que cet écart résiste à la prise en compte de différences dans les caractéristiques observables mais aussi inobservables de la main d'œuvre employée, qui pourraient justifier des salaires plus élevés en raison d'un capital humain accumulé plus important, témoignant d'une productivité supérieure. Par ailleurs, même si des tests explicites n'ont pu être réalisés, il ne semble pas non plus que les différences dans les conditions de travail soient un bon candidat à l'explication de l'écart. Enfin, la population observée étant constituée de nouveaux entrants sur le marché du travail, on peut également écarter les effets *i*) d'une plus grande expérience professionnelle des salariés des grandes unités, *ii*) d'un capital humain spécifique plus important, acquis via la formation continue que les grandes unités dispensent plus largement. Au total, l'hypothèse, que l'on peut rattacher au modèle concurrentiel des salaires, d'une absence de différenciation du salaire selon la taille de l'entreprise pour un individu donné, même amendée par l'hypothèse des différences compensatrices, est difficile à concilier avec les observations empiriques.

Certaines sources possibles d'écart n'ont pu être testées, faute d'informations suffisantes, comme l'effet d'une complexité plus forte des tâches dans

les grandes unités, à qualification et fonction équivalente, ou celui des déterminants “institutionnels” du salaire.

L'estimation d'un modèle de sélection avec des équations de salaire propres à chaque classe de taille a permis de lever la contrainte de coefficients identiques quelque soit la taille de l'employeur. Il en ressort que, non seulement les grands établissements emploient davantage de main d'œuvre qualifiée, mais ils rémunèrent mieux cette qualification. L'écart de salaire entre les grandes et les petites unités est le plus patent pour les salariés les mieux formés ; ceux-ci sont mieux payés et ont en même temps une appréciation plus positive des tâches qui leur sont confiées. Il ressort également que les petites unités emploient (à temps plein) davantage de femmes et que la discrimination salariale selon le sexe y est plus forte que dans les grands établissements. Nous avons mis en évidence qu'un effet de sélection existe dans l'affectation des salariés aux différentes tailles d'unités, positif pour les petites unités et négatif pour les plus grandes, ce qui contribue à réduire l'écart de salaire selon la taille. Pour autant, ses déterminants restent obscurs et, si nous avons pu invalider l'hypothèse d'un effet de la préférence pour le travail indépendant, nous n'avons pu avancer d'hypothèse alternative dans le cadre de cet article.

Notes

(1) Voir Oi et Idson (1999) pour une présentation des données utilisées par Moore. Moore notait également la plus grande stabilité de l'emploi et la moindre durée du travail pour les salariés des plus grands établissements.

(2) Cf. annexe 1 pour plus d'indications sur les travaux effectués.

(3) Un panorama assez complet des hypothèses théoriques liant salaires et taille a été fourni dès 1969 par Masters. Pour des analyses plus récentes, voir Brown et Medoff (1989) et Oi et Idson (1999).

(4) Ces deux ensembles d'explications sont regroupées par Brown et Medoff (1989) sous les appellations de “labor quality explanations” (ou : “neo-classical explanations”) et de “institutional explanations”.

(5) “It is well known that wage rates are less in small plants than in large, and the difference reflects at least in part (and perhaps in whole) the lower costs to the small-scale employer of judging quality” (p 103).

(6) À notre connaissance, la seule étude menée sur la France est celle, novatrice, réalisée par Abowd *et alii* (1999) à partir de données longitudinales identifiant à la fois des individus et les firmes les ayant employé sur la période 1976-1987. Décomposant l'effet brut de la taille des firmes sur le salaire en un effet propre à l'employeur et un effet propre aux caractéristiques des salariés qui la composent, les auteurs montrent que les caractéristiques des individus portent une part plus grande de l'écart de salaire selon la taille que les caractéristiques propres aux employeurs qui composent chaque catégorie de taille.

(7) Les valeurs prises par U^* étant inconnues, la variance est normalisée à 1.

(8) Les u_{ij} sont ici supposés indépendants entre eux. Alternativement, on peut envisager que des variables inobservables, communes à plusieurs classes de taille (dispositions légales spécifiques par exemple), engendrent une corrélation entre ces termes.

(9) La fonction de log-vraisemblance est :

$$L = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J [\Phi(\mu_j - B_i \delta) - \Phi(\mu_{j-1} - B_i \delta)]^{C_{ij}}$$

(10) Greene (1981) propose une solution à ce problème.

(11) Pour plus d'informations sur l'enquête voir : <http://www.cereq.fr/cereq/G98ind/enquete.htm>

(12) Tout changement de classe de taille est supposé être associé à un changement d'employeur. En réalité, il est envisageable que certains de ces changements soient fictifs : les deux séquences d'emploi enregistrées pourraient se situer dans la même entreprise, avec une coupure entre les deux séquences. Dans ce cas, il est possible que l'employeur ait changé de taille entre les deux périodes ce qui serait, à tort, enregistré comme une migration du salarié vers une entreprise différente, de taille différente. Nous avons vérifié que ce cas de figure, le retour dans la même entreprise, ne concernait qu'un très faible nombre d'individus (0,4 %).

(13) Selon la source UNEDIC, les effectifs salariés se répartissaient ainsi au 31/12/1999 (en pourcentage ; entre parenthèses, la répartition issue de nos données) : de 1 à 9 salariés : 25,5 (23,7) ; de 10 à 49 : 28,4 (28,8) ; de 50 à 199 : 22,3 (22,0) ; de 200 à 499 : 12,4 (12,1) ; plus de 500 : 11,5 (13,4).

(14) La question posée était la suivante : « Envisagez-vous un jour de vous mettre à votre compte (de créer votre propre entreprise, d'exercer en libéral votre profession) ? ».

(15) Concerne les travailleurs frontaliers.

(16) Voir annexe 1. Parmi les travaux qui utilisent des données portant à la fois sur la taille de l'établissement et celle de l'entreprise, Mellow (1982) conclut à un double impact sur le salaire mais Evans et Leighton (1988) concluent qu'une fois contrôlée la taille de la firme, la taille des établissements n'a un effet significatif que si elle est élevée (plus de 1000 salariés).

(17) Notons que ces écarts sont amplifiés par la correction apportée à la variable salaire pour tenir compte d'une durée du travail inégale, plus longue dans les petites unités.

(18) Nous avons reproduit ces deux estimations avec les informations relatives au dernier emploi occupé par la cohorte. Les résultats sont quasiment identiques.

(19) Les auteurs disposent de la taille réelle des établissements. Cette information est utilisée pour affecter les établissements à six classes de taille pour lesquelles sont ensuite considérés les centres de classe. Les tests de validation effectués les conduisent à conclure que "the use of mid-points seems to be an innocent procedure and produces similar results as more exact measures of employer size" (p. 441). Voir également Brown et Medoff (1989, tableau 1) pour une démarche identique.

(20) Dans les trois études, les variables de contrôle sont proches de celles utilisées ici.

(21) Les valeurs obtenues sont les suivantes :

(22) Un test de Fisher rejette l'hypothèse d'une nullité simultanée des coefficients liés à la taille pour les deux estimations.

| | Seuil = 1000 ^a | Seuil = 2000 ^a |
|----------------------|---------------------------|---------------------------|
| Pluri | -0.0033 (0,0069) | 0,0047 (0,0067) |
| Ln (effectifs) | 0,0338 (0,0012) | 0,0325 (0,0011) |
| Ln (effectifs)*pluri | 0,0063 (0,0016) | 0,0042 (0,0015) |

a. Écart type entre parenthèses.

(23) Notons que les proportions de "mobiles involontaires" qui n'ont pas changé de classe de taille (38,5 %), qui ont migré vers une unité plus grande (35,4 %), vers une unité plus petites (26,1 %) sont très semblables à celles relatives à l'ensemble des mobiles.

(24) Le changement d'emploi, toutes les autres caractéristiques, y compris la taille, étant inchangées, induit un accroissement du salaire de 4,75 % (valeur de la constante).

(25) Schmidt et Zimmerman (1991) concluent que les salariés effectuant des tâches physiquement pénibles, ou dans un environnement pollué, gagnent significativement moins. Les tests effectués par Brown et Medoff (1989) et Albaek *et alii* (1998) les laissent sceptiques sur la portée explicative des conditions de travail sur la relation salaire-taille.

(26) L'identification du modèle avec variables de sélection incluses suppose qu'au moins une variable présente dans l'équation de sélection ne figure pas comme déterminant du salaire. Parmi les variables retenues dans la sélection, celles relatives au nombre d'emplois occupés et à la catégorie sociale des parents sont ici exclues des équations de gains.

(27) Main et Reilly (1993) n'observent aucun effet de sélection dans leurs estimations. Albaek *et alii* (1998) testent l'endogénéité de la taille (variable continue) en utilisant les doubles moindres carrés. Ils concluent à une élasticité plus forte après prise en compte de l'effet de sélection dans trois pays sur quatre, soit un effet de sélection négatif.

(28) Pour une étude récente, voir Antonovics K., Town R. (2004).

Bibliographie

Abowd J. M., Kramarz F. et Margolis D.N. (1999). "High Wage Workers and High Wage Firms", *Econometrica*, vol. 67, n° 2, pp. 251-333.

Albaek K., Arai M., Asplund R., Barth E. et Strojer Madsen E. (1998). "Measuring Wage Effects of Plant Size", *Labour Economics*, vol.5, n°4, pp. 425-448.

Antonovics K. et Town R. (2004). "Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium", *American Economic Review*, may, pp. 317-321.

Barron J.M., Black D.A. et Loewenstein (1987). "Employer Size: The Implications for Search, Training, Capital Investment, Starting Wages, and Wage Growth", *Journal of Labor Economics*, vol 5, n° 1, pp. 76-89.

Becker G. (1971). *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.

Brown C. et Medoff J. (1989). "The Employer Size-Wage Effect", *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 3, pp. 1027-1059.

Brunello G. et Colussi A. (1998). "The Employer Size-Wage Effect: Evidence From Italy", *Labour Economics*, vol. 5, n° 2, pp. 217-230.

Criscuolo C. (2000). "Employer Size-Wage Effect: A Critical Review and an Econometric Analysis", *Working paper*, n° 277, Università degli studi di Siena, Dipartimento di economia politica.

Davis S.J. et Haltiwanger J. (1996). "Employer Size and the Wage Structure in the U.S. Manufacturing", *Annales d'Economie et de Statistiques*, n° 41/42, pp. 323-368.

Evans D.S. et Leighton L.S. (1988). "Why Do Smaller Firms Pay Less?", *Journal of Human Resources*, vol. XXIV, n° 2, pp. 299-317.

Garen J.E. (1985). "Worker Heterogeneity, Job screening, and Firm Size", *Journal of Political Economy*, vol. 93, n° 4, pp. 715-739.

Gerlach K. et Schmidt E.M. (1990). "Firm Size and Wages", *Labour*, vol. 4, n°2, pp. 27-50.

Gibbons R. et Katz L. (1992). "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials", *Review of Economic Studies*, vol. 59, n° 3, pp. 515-535.

Greene W.H. (1981). "Sample Selection Bias as a Specification Error: A comment", *Econometrica*, vol. 49, n° 3, pp. 795-798.

Haltiwanger J.C., Lane J.I. et Spletzer J.R. (1999). "Productivity Differences across Employers: The Role of Employer Size, Age and Human Capital", *American Economic Review*, vol. 89, n°2, pp. 94-98.

Hammermesh D.S. (1990). "Commentary", in *The Economics of Firm Size, Market Structure, and Social Performance*, J.J. Siegfried ed., Washington, Fed. Trade Commission.

Heckman J.J. (1979). "Sample Selection as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47 (1), pp. 153-161.

Idson T. L. et Feaster D.J. (1990). "A Selectivity Model of Employer Size-Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, vol. 8, n° 1, pp. 99-122.

Idson T.L. et Oi W.Y. (1999). "Workers Are More Productive in Large Firms", *American Economic Review*, vol. 89, n° 2, pp. 104-108.

- Lluis S. (2003).** “Endogeneous Choice of Firm Size and the Structure of Wages: A Comparison of Canada and the United States”, *Working paper*, University of Minnesota.
- Main B.G. et Reilly B. (1993).** “The Employer Size-Wage Gap: Evidence for Britain”, *Economica*, vol. 60, pp. 125-142.
- Masters S.H. (1969).** “An Interindustry Analysis of Wages and Plant Size”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 51, n° 3, pp. 341-345.
- Mellow W. (1982).** “Employer Size and Wages”, *Review of Economic and Statistics*, vol. 64, n° 3, pp. 495-501.
- Moore H.L. (1911).** *Laws of Wages: An Essay in Statistical Economics*, A.M. Kelley, New York (réédition 1967).
- Morissette R. (1993).** “Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?”, *Canadian Journal of Economics*, vol. 26, n° 1, pp. 159-174.
- Oi W.Y. et Idson T.L. (1999).** “Firm Size and Wages” in: *Handbook of Labour Economics*, vol. 3, chap. 33, Ashenfelter O.C., Card D. eds, North Holland, pp. 2165-2214.
- Schmidt C.M. et Zimmerman K.F. (1991).** “Work Characteristics, Firm Size and Wages”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 73, n° 4, pp. 705-710.
- Sevestre P. (1990).** “Qualification de la main-d’œuvre et productivité du travail”, *Économie et Statistiques*, n° 237-238, pp. 109-120.
- Soderbom M., Teal F. et Wambugu A. (2005).** “Unobserved Heterogeneity and the Relation Between Earnings and Firm Size: Evidence from Two Developing Countries”, *Economics Letters*, vol. 87, pp. 153-159.
- Stigler G.J. (1962).** “Information in the Labor Market”, *Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 5 – Part. 2, pp. 94-105.
- Troske K.R. (1999).** “Evidence on the Employer Size-Wage Premium from Worker-Establishment Matched Data”, *Review of Economic and Statistics*, vol. 81, n°1, pp. 15-26.
- Weiss L. W. (1966).** “Concentration and Labor Earnings”, *American Economic Review*, vol. 56, pp 96-117.
- Winter-Ebmer R. et Zweimüller J. (1999).** “Firm Size-Wage Differentials in Switzerland: Evidence from Job Changers”, *American Economic Review*, vol. 89, n° 2, pp. 89-93.

Annexe 1 : travaux empiriques sur la relation salaire-taille

| Auteurs | Etablissement/firme ^a | Pays | Type de données et période ^a |
|---|----------------------------------|---------------------------------------|--|
| Mellow W. (1982) | (E), (F) | USA | (C, 1979) |
| Evans, Leighton (1988) | (E), (F) | USA | (L,1976-81) |
| Brown, Medoff (1989) ^b | (E), (F) | USA | (C),(L) |
| Gerlach, Schmidt (1990) | (F) | RFA | (L, 1984-87) |
| Idson, Feaster (1990) | (F) | USA | (C,1979) |
| Schmidt, Zimmerman (1991) | (F) | Autriche | (C, 1978) |
| Main, Reilly (1993) | (E) | Angleterre | (C, 1986) |
| Davis, Haltiwanger (1996) | (E) | USA | (C, 1982) |
| Albaek, Arai, Asplund, Barth, Strojær Madsen (1998) | (E) | Norvège, Finlande, Suède, Danemark | (C, 1989), (C, 1985) (C, 1991), (C, 1991) |
| Brunello, Colussi (1998) | (F) | Italie | (C, 1993) |
| Abowd, Kramarz, Margolis (1999) | (E), (F) | France | (L, 1976-87) |
| Oi, Idson (1999b), | (E),(F) | USA | (C, 1983) |
| Winter-Ebmer R., Zweimüller J. (1999) | (F) | Suisse | (L, 1991-96) |
| Troske K.R. (1999) | (E) | USA | (C, 1990) |
| Criscuolo C. (2000) | (E) | Allemagne | (C,L, 1984-95) |
| Lluis S. (2003) | (E), (F) | Canada, USA | (C, 1998) |

a. (E) : Etablissement ; (F) : Firme ; (C) : coupe ; (L) : Longitudinale

b. Brown et Medoff utilisent plusieurs bases de données portant sur diverses périodes.

Annexe 2 : nomenclature des fonctions occupées

F1 = Production, fabrication, chantiers.

F2 = Installation, entretien, réglage, réparation.

F3 = Nettoyage, gardiennage, travaux ménagers.

F4 = Manutention, magasinage, transports.

F5 = Secrétariat, standard, guichet, saisie.

F6 = Gestion, comptabilité, fonction administrative.

F7 = Commerce, vente, technico-commercial.

F8 = Recherche, études, conseil.

F9 = Informatique, télécommunications.

F10 = Directeur général ou adjoint directeur cadre direction.

F11 = Enseignement, santé, information, autre.

Annexe 3 : opinion des jeunes salariés sur leur emploi, selon la taille de l'établissement et selon leur niveau de formation

a - Proportion (en %) de réponses négatives à la question : "Estimez-vous être utilisé(e) à votre niveau de compétences ?"

| | De 1 à 9 salariés | De 10 à 49 salariés | De 50 à 199 salariés | 200 salariés et plus | Ensemble |
|------------|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------|
| Niveau I | 33,5 | 31,99 | 32,02 | 25,4 | 29,35 |
| Niveau II | 40,99 | 44,33 | 47,72 | 46,74 | 45,09 |
| Niveau III | 33,26 | 37,36 | 37,79 | 36,88 | 36,62 |
| Niveau IV | 26,37 | 34,81 | 43,58 | 45,24 | 37,19 |
| Niveau V | 19,07 | 24,67 | 29,65 | 34,95 | 26,17 |
| Niveau VI | 20,08 | 27,05 | 30,49 | 29,53 | 26,44 |
| Ensemble | 25,97 | 32,50 | 37,16 | 37,17 | 33,24 |

b – Proportion (en %) de réponses négatives à la question : "Votre emploi vous permet-il de vous réaliser professionnellement ?"

| | De 1 à 9 salariés | De 10 à 49 salariés | De 50 à 199 salariés | 200 salariés et plus | Ensemble |
|------------|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------|
| Niveau I | 17,89 | 16,53 | 11,63 | 9,58 | 12,46 |
| Niveau II | 16,63 | 18,22 | 21,09 | 18,03 | 19,22 |
| Niveau III | 19,06 | 15,57 | 17,76 | 15,35 | 17,38 |
| Niveau IV | 14,70 | 20,09 | 25,30 | 24,68 | 22,30 |
| Niveau V | 16,10 | 21,75 | 23,75 | 28,3 | 24,80 |
| Niveau VI | 19,32 | 23,98 | 32,59 | 27,69 | 28,54 |
| Ensemble | 16,57 | 19,28 | 21,22 | 19,40 | 20,63 |

c – Proportion (en %) de salariés s'estimant : "mal" ou "très mal payés relativement à (leur) travail".

| | De 1 à 9 salariés | De 10 à 49 salariés | De 50 à 199 salariés | 200 salariés et plus | Ensemble |
|------------|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------|
| Niveau I | 49,06 | 36,03 | 31,83 | 23,01 | 30,17 |
| Niveau II | 49,11 | 46,79 | 40,3 | 33,37 | 41,47 |
| Niveau III | 43,18 | 39,87 | 41,24 | 34,91 | 39,21 |
| Niveau IV | 41,05 | 43,94 | 43,97 | 34,26 | 40,75 |
| Niveau V | 37,92 | 41,04 | 43,62 | 33,21 | 38,93 |
| Niveau VI | 40,51 | 41,94 | 44,93 | 37,33 | 41,07 |
| Ensemble | 41,50 | 41,73 | 41,44 | 31,94 | 38,72 |

Source : Enquête "Génération 98", Céreq.

Lecture : 49,06 % des personnes travaillant dans des unités de 1 à 9 salariés et de niveau I de formation estiment être mal ou très mal payées relativement à leur travail.

a- La nomenclature des niveaux de formation est celle de l'Éducation Nationale, du plus formé (niveau I) aux sortants sans qualification (niveau VI).