

Les Déterminants de la Dispersion des Salaires : Enseignements d'un modèle de recherche d'emploi d'équilibre

Fabien Postel-Vinay
INRA-Paris Jourdan

Jean-Marc Robin
INRA-Paris Jourdan, CREST-INSEE et CEPR

Novembre 2001

Remerciements :

Nous avons reçu des commentaires nombreux et enrichissants de la part des participants à la conférence “*search and matching models*” tenue à l’université d’Iowa (août 2000), au congrès mondial de la société d’économétrie tenu à Seattle (août 2000), à la conférence “*assignment and matching models*” tenue à l’institut Tinbergen (déc. 2000), ainsi que du public de nombreux séminaires donnés entre autres à Boston University, Brown, New York University, Yale, CREST-INSEE, DELTA, Université d’Evry, University of Aarhus, Université Catholique de Louvain et University College London. Des discussions avec Jim Albrecht, Ken Burdett, Melvyn Coles, Chris Flinn, Sam Kortum, Francis Kramarz, Dale Mortensen et Gerard Van den Berg ont permis d’améliorer significativement cet article. Nous remercions tout spécialement Zvi Eckstein pour ses commentaires nombreux et inspirés sur des versions antérieures de cet article. Nous sommes enfin très redevables à deux rapporteurs et au co-éditeur de la revue *Econometrica* pour la qualité exceptionnelle et le caractère constructif de leurs rapports. Nous sommes naturellement seuls responsables des erreurs qui pourraient subsister.

1 Introduction

Pourquoi des travailleurs apparemment identiques perçoivent-ils des salaires différents ? Qu'y-a-t-il derrière la variance résiduelle des salaires que les caractéristiques observables des travailleurs ne peut expliquer ? Le nombre impressionnant de contributions à la littérature sur la détermination des salaires, leur dispersion et sur l'estimation d'équations de salaire montre bien à quel point l'identification des déterminants des salaires obsède les économistes du travail. Cette obsession est d'ailleurs très compréhensible, du moins si l'on admet que l'un des objectifs de l'économie du travail est l'aide à la décision de politique économique, qui demande naturellement une compréhension suffisante des mécanismes de fixation des prix sur le marché du travail.

L'apparition récente de données appariées de travailleurs et d'entreprises a motivé d'importantes contributions empiriques à ce champ de la littérature. En particulier, une série d'articles par Abowd, Kramarz et Margolis (1999, AKM ci-après), Abowd et Kramarz (2000), et Abowd, Finer et Kramarz (1999) estime des modèles à erreurs composées sur des données longitudinales françaises et américaines. Tout en contrôlant pour l'hétérogénéité observée des travailleurs, ces auteurs trouvent que l'hétérogénéité individuelle inobservée explique environ 50% de la variance totale des logarithmes des salaires, alors que l'hétérogénéité des entreprises ne compte que pour 30%, les 20% restant étant inexpliqués.

L'approche d'AKM, bien que très informative, reste essentiellement descriptive et manque de la structure nécessaire pour interpréter la véritable nature de l'effet fixe individuel. La contribution principale de cet article est de construire et d'estimer un modèle structurel où apparaît naturellement le type d'équations de salaire avec double hétérogénéité (entreprises et travailleurs) estimées par AKM.

Méthodologie. L'appareil théorique que nous utilisons est un modèle de recherche d'emploi d'équilibre avec un mécanisme de formation des salaires original qui associe les idées de Burdett et Mortensen (1998, BM ci-après) sur la recherche pendant l'emploi avec celles de Burdett et Judd

(1983) sur la concurrence instantanée entre entreprises sur les travailleurs provoquée par la mémoire des offres d'emploi. Une première version de notre modèle est explorée dans Postel-Vinay et Robin (1999).¹ Le modèle discuté dans le présent article étend ce premier travail dans deux directions principales : premièrement, il autorise une double hétérogénéité productive (c'est-à-dire des entreprises et des travailleurs hétérogènes), et deuxièmement en autorisant une procédure d'appariement plus flexible que celle couramment adoptée.

L'utilisation d'un modèle d'équilibre de recherche d'emploi comme description structurelle de l'économie est motivée par l'idée que les frictions affectant le marché du travail sont une pièce centrale du processus d'allocation des travailleurs dans les emplois. Et en tant que telle, elles ont aussi un impact crucial sur la détermination des salaires. Sur un marché du travail où la mobilité est réduite par les frictions d'appariement, les employés ne sont généralement pas en mesure de mettre en compétition leurs employeurs potentiels pour faire monter leurs salaires jusqu'à leur productivité marginale. Comme Burdett et Judd (1983) l'ont montré, le paiement à la productivité marginale ne s'observe que si les travailleurs à la recherche d'un emploi peuvent se présenter simultanément à (au moins) deux employeurs potentiels. Si les offres de travail n'arrivent pas systématiquement par groupe d'au moins deux, les salaires ne sont ni égaux à la productivité marginale, ni au salaire de réservation. Ils sont alors nécessairement dispersés, même dans des populations de travailleurs et d'entreprises parfaitement homogènes. De façon liée, BM montrent que la dispersion des salaires se produit à l'équilibre avec une recherche strictement séquentielle si les travailleurs peuvent continuer à chercher alors même qu'ils sont déjà employés. Des possibilités de recherche limitées ou coûteuses se posent alors comme une source de dispersion des salaires. Le caractère coûteux de la recherche d'emploi confère aux entreprises un pouvoir de monopsonie, qui à son tour motive les travailleurs pour chercher plus activement car il leur reste toujours un espoir de trouver un emploi mieux rémunéré. De ce fait, les salaires ne doivent pas seulement dépendre des caractéristiques des entreprises et des travailleurs, mais également d'une tierce composante aléatoire reflétant la variété des car-

¹Une idée quelque peu semblable a été développée récemment et indépendamment par Dey et Flinn (2000).

rières individuelles. Nous croyons que notre modèle possède la structure la plus simple à laquelle on puisse arriver pour engendrer des salaires qui varient dans les deux dimensions d'hétérogénéité, tout en décrivant ces différences endogènes de carrières.

Les estimations structurelles de modèles d'équilibre du marché du travail avec double hétérogénéité productive sont plutôt rares. Dans ce domaine, les contributions de référence utilisent le modèle d'auto-sélection et d'inégalités de revenus de Roy (1951), où des travailleurs hétérogènes s'allouent eux-mêmes dans des secteurs demandant des qualifications spécifiques (voir Heckman et Sedlacek, 1985, Heckman et Scheinkman, 1987, et Heckman et Honoré, 1990). Le modèle de Roy est cependant un modèle walrasien et passe sous silence les frictions d'appariement affectant le marché du travail. L'hypothèse correspondante de parfaite mobilité de la main-d'œuvre entre les secteurs implique que tous les travailleurs se dirigent instantanément vers leur emploi de prédilection, ce qui exclut toute forme de mobilité *observée* des travailleurs à l'équilibre. Cela est clairement en conflit avec l'observation et plaide en faveur de modèles comme le notre qui tiennent compte des obstacles à la mobilité qui existent.

En outre, il existe des estimations de modèles de recherche d'emploi d'équilibre avec entreprises et/ou travailleurs hétérogènes. Cette littérature a été initiée par le célèbre article d'Eckstein et Wolpin (1990) estimant le modèle d'Albrecht et Axell (1984). Les contributions les plus récentes Recent se livrent à des estimations du modèle BM (Van den Berg et Ridder, 1998 ou encore Bontemps, Robin et Van den Berg, 1999, 2000 ; voir Mortensen et Pissarides, 1998, pour une revue de cette littérature).

Un originalité de notre modèle est son abandon de l'hypothèse d'affichage des salaires (*wage posting*), ce qui perfectionne certains points des modèles de recherche d'emploi existant à ce jour. Parmi ces points, on peut signaler les suivants : le modèle engendre de la mobilité salariale à l'intérieur de l'entreprise (avec des effets distincts de l'ancienneté et de la compétence) ; il engendre également des baisses de salaire (lors de mouvements d'emploi à emploi) ; il est compatible avec des mobilités de travailleurs vers des entreprises de plus petite taille ou de plus petit salaire moyen ;

enfin, il est assez flexible pour s'ajuster parfaitement aux distributions observées de tailles d'entreprises et de salaires individuels. Mais sans doute sa propriété la plus importante est-elle que son mécanisme de formation des salaires renferme une source de dispersion endogène des salaires à l'intérieur des entreprises, pour des travailleurs identiques (là où la seule source de dispersion des salaires à l'intérieur des entreprises dans le modèle d'affichage des salaires est une hétérogénéité exogène des travailleurs). Enfin, des simulations dynamiques de notre modèle et de son mode de formation des salaires reproduit les données de façon satisfaisante.

Résumé des principaux résultats. Le modèle est estimé sur données appariées travailleurs-entreprises. Ce type de données permet d'identifier clairement les effets entreprise et travailleur.

Notre modèle fournit des résultats nouveaux de deux ordres.² En premier lieu, il aboutit naturellement à une équation de salaire logarithmique que nous proposons comme une alternative à celle qui est produite par le modèle de Roy. Cette équation suggère une décomposition de la variance en trois composantes. Les deux premières sont les effets "entreprise" et "travailleur" habituels. La troisième reflète les frictions d'appariement, ainsi que nous l'avons déjà expliqué. Les parts prédites par le modèle de ces trois composantes dans l'explication de la variance totale des (logarithmes des) salaires peuvent aisément être calculées une fois que le modèle a été estimé. Nous obtenons les résultats suivants : la part de la variance des salaires expliquée par l'hétérogénéité individuelle des travailleurs est autour de 35% pour les cadres supérieurs et ingénieurs, 20% pour les cadres moyens, 10% pour les techniciens et contremaîtres ainsi que pour les employés administratifs, et pour ainsi dire 0% pour les catégories de main-d'œuvre les moins qualifiées.³ Sans doute le résultat le plus frappant ici est que l'on arrive à construire un modèle expliquant 100% de la variance des salaires sans aucun recours à une quelconque hétérogénéité exogène des individus.

Ces résultats diffèrent significativement de ceux d'AKM. En utilisant un modèle à erreurs com-

²Le modèle est exploité plus profondément dans Postel-Vinay et Robin (2001a). Il a également des prédictions intéressantes sur l'anatomie du processus d'appariement entre travailleurs et entreprises.

³Une interprétation plus prudente de ce résultat serait que, soit il n'y a en effet aucune dispersion inobservée des productivités individuelles chez les travailleurs peu qualifiés, soit il existe des mécanismes institutionnels (conventions collectives, salaire minimum...) interdisant l'individualisation des salaires pour ces catégories de travailleurs.

posées, ils trouvent qu'en moyenne 50% de la variance des salaires est due à l'effet individuel, et ce sur les mêmes données que nous. Où est passée la variance manquante ? Notre modèle l'attribue aux frictions d'appariement sur le marché du travail. La mobilité endogène des travailleurs par le biais de réception séquentielle d'offres d'emploi induit des différences de revenus parmi des travailleurs identiques, employés par des entreprises identiques. Un travailleur "chanceux" ou "ancien" qui aurait reçu une offre d'emploi de plus que son *alter ego* "malchanceux" ou "débutant" a par là-même reçu une occasion supplémentaire de négocier un salaire plus élevé. Ainsi, l'estimation de modèles à erreurs composées statiques, alors que le processus générateur de données est en réalité dynamique, conduit à attribuer toutes les différences historiques (résumées par l'état initial des travailleurs à la première date d'observation) au paramètre d'effet fixe individuel. Or, nous trouvons quant à nous que la part de variance expliquée par ces différences historique est très importante (entre 40 et 60%, suivant les catégories de main-d'œuvre).

Deuxièmement, nous ne faisons qu'un usage très limité des données de salaire dynamiques pour l'estimation du modèle structurel.⁴ La simulation de la mobilité salariale fournit de ce fait un véritable test de spécification. En tenant compte du fait que le modèle ne contient aucun choc de productivité idiosyncrasique, on peut conclure qu'il prédit la mobilité salariale de façon satisfaisante.

Plan de l'article. L'article est divisé en 5 parties, outre cette introduction. La première partie présente en détail le modèle théorique ; la deuxième partie décrit les données ; la troisième partie expose brièvement la méthode d'estimation ; la quatrième partie reproduit et commente les résultats de l'estimation ; la cinquième partie conclut. Enfin, cet article est une version remaniée de Postel-Vinay et Robin (2001a, PVR ci-après). On trouvera les détails techniques, ainsi que des développements plus poussés de certains points connexes dans cette contribution.

⁴Ce qui est décidément un autre avantage de l'estimation structurelle. Le modèle possède suffisamment de structure pour être estimé sur un panel très court de trajectoires individuelles de salaires. Cela rend possible l'estimation de ce type de modèles microéconomiques d'équilibre du marché du travail avec frictions même si l'on considère que les paramètres structurels du modèles peuvent varier au cours du cycle, au moins à fréquence modérée.

2 Description du modèle théorique

Dans cette première section, nous décrivons un modèle non-walrasien d'un marché du travail affecté par des imperfections d'appariement. Ce modèle sera confronté aux données dans les sections suivantes.

2.1 Cadre général

Travailleurs et entreprises. Nous considérons un marché du travail homogène du point de vue de la profession (travailleurs manuels, employés administratifs, cadres...) sur lequel une mesure M de travailleurs atomistiques font face à un continuum d'entreprises, dont la masse est normalisée à 1. Ces entreprises produisent toutes un unique bien multi-usages, qu'elles écoulent sur un marché concurrentiel.

Les travailleurs naissent et meurent à un taux constant μ . Les entreprises ont une durée de vie infinie. Les travailleurs "nouveaux-nés" entrent sur le marché du travail comme chômeurs. Le taux de chômage sur le marché étudié est noté u . L'ensemble des chômeurs est régulièrement alimenté par les destructions d'emplois, qui se produisent au taux exogène δ , ainsi que par le flux constant μM de travailleurs entrants.

Les travailleurs sont homogènes quant à l'ensemble des caractéristiques *observables* définissant leur profession — ou, de façon équivalente, le marché sur lequel ils opèrent. Cependant ils peuvent différer en termes "d'efficacité personnelle". L'efficacité d'un travailleur est mesurée dans le modèle par la quantité ε d'unités efficaces de travail qu'il ou elle peut fournir par unité de temps. Cette efficacité personnelle, inobservable pour l'économètre, peut être interprétée comme une fonction du capital humain de l'individu. Cependant ce *n'est pas* une variable de décision, et nous ne modélisons pas l'accumulation de capital humain au cours du cycle de vie. Il est supposé que les travailleurs entrants tirent leurs valeurs de ε dans une distribution dont la fonction de répartition est notée H sur l'intervalle $[\varepsilon_{\min}, \varepsilon_{\max}]$. Nous ne considérerons que des distributions H continues, et nous noterons h la densité correspondante.⁵

⁵L'hétérogénéité individuelle inobservée est donc ici entièrement caractérisée par un scalaire. Il s'agit là d'une

Les entreprises sont équipées de technologies hétérogènes. Pour simplifier, nous adoptons l’hypothèse de rendements du travail constants. Plus formellement, nous supposons que les entreprises diffèrent par un paramètre p distribué dans la population des entreprises suivant la distribution Γ sur le support $[p_{\min}, p_{\max}]$. Cette distribution est là aussi supposée continue, avec densité γ . La productivité marginale de l’appariement (ε, p) d’un travailleur d’efficacité ε avec une entreprise de productivité p est simplement εp . La production totale d’une entreprise de type p est donc égale à p multiplié par la somme des efficacités personnelles de ses employés.

Un chômeur de type p bénéficie d’un flux de revenu égal à εb , où b est une constante positive. Il doit renoncer à ce flux de revenu s’il trouve (et accepte) un emploi. Le fait d’être au chômage est donc équivalent à travailler pour une entreprise “virtuelle” dont la productivité serait b et qui opérerait sur un marché du travail walrasien, payant donc sa productivité marginale εb à tout employé.⁶ On peut interpréter b comme une mesure du “pouvoir de négociation” des chômeurs. Ainsi, plus cette entreprise virtuelle est productive, plus les travailleurs au chômage peuvent extraire de rente de leur appariement futur avec des employeurs “réels”.

Les travailleurs escomptent l’avenir au taux exogène et constant $\rho > 0$. Ils maximisent la somme actualisée espérée de leurs flux d’utilité futurs. Le flux d’utilité correspondant à un flux de revenu x est $\ln x$.⁷ Les entreprises cherchent à minimiser leurs coûts salariaux.

Enfin, il est important de souligner à ce stade que nous faisons l’hypothèse d’*information complète* : tous les paramètres d’hétérogénéité individuelle (ε pour les travailleurs et p pour les entreprises), ainsi que les salaires et les offres d’emploi sont parfaitement observables par chaque agent. L’importance de cette hypothèse apparaîtra lors de l’exposé du mode de formation des salaires, et elle sera également discutée à cette occasion.

restriction forte, qui simplifie énormément la théorie comme l’estimation. Pour une tentative récente de construction d’un modèle d’assignation à la Roy avec à la fois des frictions d’appariement et une hétérogénéité bi-dimensionnelle, voir Moscarini (à paraître).

⁶L’hypothèse restrictive selon laquelle la productivité “à la maison” d’un travailleur est, comme sa productivité “au travail”, proportionnelle à ε , simplifie beaucoup l’analyse à venir.

⁷PVR étudient le cas générale d’une fonction d’utilité instantanée $U(x)$. En outre, nous excluons les transferts intertemporels. De plus, nous supposons qu’il n’existe pas de marché de l’assurance. De fait, des travailleurs risquophobes voudraient lisser leur consommation dans le temps en empruntant ou en épargnant. Malheureusement, autoriser ce lissage comporte des difficultés techniques que nous ne pouvons pas surmonter pour le moment.

L'appariement. Entreprises et travailleurs se rencontrent par le biais d'un processus de recherche bilatérale. La recherche d'un partenaire est séquentielle, coûteuse en temps, et aléatoire.

Formellement, les chômeurs reçoivent des offres d'emploi selon un processus de Poisson d'intensité λ_0 . Comme dans l'article original de BM, les employés peuvent également chercher un meilleur emploi alors même qu'ils travaillent déjà. Le taux d'arrivée d'offres alternatives à ces "employés chercheurs d'emplois" est λ_1 . Le type p de l'entreprise dont émane un offre d'emploi donnée est tiré au hasard dans $[p_{\min}, p_{\max}]$ suivant une *distribution d'échantillonnage* dont la fonction de répartition est F (avec la notation $\bar{F} \equiv 1 - F$) et la densité est f . La distribution d'échantillonnage est identique pour tous les travailleurs, et donc indépendante de leurs efficacités individuelles ou de leur statut d'employé ou de chômeur.

L'usage dans la littérature sur les modèles de recherche d'emploi est de postuler une technologie d'appariement particulière qui relie précisément la distribution d'échantillonnage à celle des types des entreprises. Les deux hypothèses polaires de référence sont celles d'*appariement aléatoire* (*random matching*; toutes les entreprises ont une probabilité égale d'être contactées, ce qui implique $f(p) = \gamma(p)$; voir entre autres BM), et celle d'*appariement équilibré* (*balanced matching*; la probabilité qu'une entreprise soit contactée est proportionnelle à sa taille, ce qui implique $f(p) = \ell(p)$ où ℓ est la densité des types p des entreprises dans la population des travailleurs employés; voir Burdett et Vishwanath, 1988).⁸ Nous généralisons ces deux cas extrêmes en ne supposant aucun lien *a priori* entre la probabilité d'échantillonnage d'une entreprise, $f(p)$, et la densité $\gamma(p)$ de son type.

L'hypothèse selon laquelle tous les travailleurs ont la même distribution d'échantillonnage, quels que soient leur efficacité et leur situation sur le marché du travail, alors même que les entreprises possèdent une information parfaite sur ces paramètres, peut paraître discutable. Une justification possible en est qu'il serait contraire aux réglementations anti-discrimination d'afficher une offre

⁸Mortensen et Vishwanath (1994) analysent aussi une forme d'appariement qui mélange les deux précédentes en supposant que les travailleurs tirent des offres d'emploi soit en contactant directement des entreprises (comme en cas d'appariement aléatoire) avec une certaine probabilité, soit en contactant des employés (comme en cas d'appariement équilibré), avec la probabilité complémentaire.

d'emploi spécifiant les caractéristiques du travailleur souhaité, si la sélection en fonction de ces caractéristiques n'est pas explicitement prévue dans la convention collective régissant la profession considérée. Nous interprétons notre hypothèse comme interdisant les annonces du type : "On recherche un économiste ; Q.I. à trois chiffres exigé." Elle n'exclut cependant pas toute forme de discrimination de la part des employeurs puisque nous supposons (voir plus loin) que ceux-ci conditionnent leurs offres de salaire aux caractéristiques des travailleurs. Les entreprises ne peuvent donc pas sélectionner les travailleurs *ex ante*, mais elles peuvent le faire *ex post*.

On peut se représenter le processus d'appariement de la façon suivante : les travailleurs se rendent aux agences pour l'emploi et prennent les offres d'emploi affichées par les entreprises aux types p les plus élevés (ceci car les types plus élevés génèrent des surplus plus élevés ; voir plus bas). Pour un travailleur donné, la probabilité de contacter une entreprise d'un type p donné dépend donc uniquement du nombre d'annonces affichées par cette entreprise. Les poids d'échantillonnage $f(p)/\gamma(p)$ peuvent être interprétés comme le flux (moyen) d'annonces affichées par une entreprise, ou encore de manière plus floue comme "l'effort de recrutement" moyen de cette entreprise. Cet effort de recrutement est vraisemblablement une variable de décision de l'entreprise. En ce sens nous nous cantonnons restons à une analyse d'équilibre partiel, conditionnel à un couple de distributions F et Γ donné. Nous n'imposons aucune restriction à ces distributions, mais nous ne fournissons pas de théorie pour les endogénéiser. Nous renvoyons seulement le lecteur à deux articles de Mortensen (1998, 1999), qui rapproche les théories de l'appariement et de la recherche d'emploi d'équilibre de façon à fournir des fondements au processus de formation des appariements que nous postulons ici.⁹

Formation des salaires. Le mode de formation des salaires est décrit par les quatre hypothèses fondamentales suivantes :

⁹Mortensen (1999) étudie aussi une autre extension de BM dans laquelle les travailleurs peuvent déterminer leur effort de recherche en fonction de leur état (chômeur ou employé) et de leur salaire. Dans son modèle, le taux d'arrivée des offres (maintenant endogène) λ_1 est une fonction décroissante du salaire courant. Il s'agit là d'une extension intéressante du modèle de base que nous laissons cependant de côté dans cet article, car elle est également la source d'une complexité mathématique considérable.

- (i) Les entreprises peuvent adapter leurs offres de salaire aux caractéristiques des travailleurs qu'elles rencontrent.
- (ii) Les entreprises peuvent contrer les offres extérieures reçues par leurs employés.
- (iii) Les entreprises font des offres aux travailleurs qui sont à prendre ou à laisser.
- (iv) Les contrats de salaire sont des contrats de long terme qui ne peuvent être renégociés que par accord mutuel.

Les deux premières hypothèses sont originales. Elles découlent naturellement de l'hypothèse d'information complète. C'est là bien sûr une hypothèse extrême. Cela dit, les entretiens d'embauche révèlent sans aucun doute une part d'information sur les capacités des candidats. En outre, même dans des pays comme la France où des règlements assez stricts contraignent les décisions de licenciement des entreprises, le droit du travail prévoit en général des périodes d'essai au cours desquelles les entreprises sont libres de se débarrasser de leurs employés sans coût significatif. En définitive, nous prétendons que l'hypothèse d'information complète est une alternative valable à la cécité complète des agents supposée dans le modèle BM.

De plus, même si l'information est complète, il peut exister une mesure que les entreprises ne peuvent dépasser dans leur politique d'individualisation des salaires, telles que celles imposées par le salaire minimum ou, plus généralement, les conditions des conventions collectives. Tout en reconnaissant l'importance potentielle de ces restrictions, nous les laissons de côté dans cet article, tant leur analyse dans le contexte d'un modèle d'équilibre general dynamique est suffisamment complexe pour justifier un article en soi.

Enfin, lorsqu'un employé se voit offrir un salaire alternatif plus élevé que son salaire courant, mais plus petit que sa productivité marginale, il n'y a pas de raison évidente pour son employeur de ne pas contrer cette offre alternative, tant ce comportement passif est clairement sous-optimal dans le cadre de ce modèle.¹⁰ Ainsi, en combinant les hypothèses (i) et (ii), on voit que certaines

¹⁰On peut cependant penser que les entreprises veuillent éviter les problèmes d'aléa moral engendrés par une politique d'individualisation des salaires. Ainsi, les employeurs pourraient vouloir s'engager à ne jamais répondre aux offres extérieures reçues par leurs employés afin de réduire les incitations de ces derniers à chercher de telles offres. Pour une analyse préliminaire de ce problème, voir Postel-Vinay et Robin (2001b).

offres d'emploi extérieures peuvent provoquer des augmentations de salaire pour un même employé restant sur le même poste.

Les deux dernières hypothèses sont standard. L'hypothèse (*iii*) signifie que les travailleurs n'ont aucun pouvoir de négociation (au sens de la négociation à la Nash). Il s'agit d'une hypothèse restrictive, bien qu'elle soit couramment adoptée dans la littérature sur les modèles de recherche d'emploi.¹¹ L'hypothèse (*iv*) ne fait qu'assurer que les entreprises ne peuvent unilatéralement annuler les promotions obtenues par leurs employés à la suite d'une offre extérieure, une fois cette offre contrée par l'entreprise et donc refusée par l'employé. Une conséquence importante de cette hypothèse est cependant que les baisses de salaire sont interdites en dehors des changements d'emplois (ou du passage par le chômage). Dans le même ordre d'idées, notons qu'il n'y a pas de motif de licenciement endogène des travailleurs dans cette économie, car rien dans l'environnement de l'entreprise ne peut changer la valeur d'un contrat de salaire (et donc en particulier la rendre négative).

2.2 Les contrats de salaire

La série d'hypothèses énoncées plus haut peut maintenant être exploitée pour établir les valeurs précises des salaires résultant des divers types de contacts entre employeurs et employés.

Nous notons par $V_0(\varepsilon)$ le niveau d'utilité atteint par un chômeur de type ε . Le même travailleur employé par une entreprise de type p à un salaire w atteint un niveau d'utilité noté $V(\varepsilon, w, p)$. Une entreprise de type p peut employer un travailleur de type ε si l'appariement entre cette entreprise et ce travailleur est profitable, c'est-à-dire plus productif que le travailleur au chômage. Ce dernier dégage un flux de production de εb , alors que l'appariement avec l'entreprise de type p engendre un flux de produit de εp . La condition d'employabilité du chômeur par cette entreprise est donc $\varepsilon p \geq \varepsilon b$. Ainsi, la borne inférieure du support de la distribution des des productivités marginales du travail (p_{\min}), doit être au moins égale à b , car une entreprise dont la p_{\min} serait plus

¹¹Dans un article récent, Dey et Flinn (2000) envisagent un cadre très similaire au notre où cependant les entreprises n'ont pas tout le pouvoir de négociation.

faible que b ne serait en mesure d'attirer aucun travailleur. En revanche, si la condition $b \leq p_{\min}$ est satisfaite, alors toute entreprise est prête à recruter n'importe quel travailleur dès qu'elle le "rencontre". Dès lors, l'offre optimale de salaire faite par l'entreprise de type p au chômeur de type ε , notée $\phi_0(\varepsilon, p)$, rend le travailleur indifférent entre rester au chômage et travailler dans cette entreprise. Formellement :

$$V(\varepsilon, \phi_0(\varepsilon, p), p) = V_0(\varepsilon). \quad (1)$$

Puisque les perspectives de carrière d'un travailleur donné dépendent à la fois de son efficacité personnelle et de la pmt de l'entreprise qui l'emploie, le salaire minimal pour lequel un chômeur de type ε accepte de travailler pour l'entreprise de type p dépend lui-même de p et de ε , comme l'équation (1) le montre.

Lorsqu'un employé d'une entreprise de type p reçoit une offre d'une entreprise concurrente de type p' , les deux entreprises s'engagent dans un jeu de Bertrand, gagné par la plus productive de ces deux entreprises. Notons par $\phi(\varepsilon, p, p')$ le salaire qui résulte de cette enchère sur un travailleur de type ε entre deux entreprises de types respectifs p et p' , en supposant par exemple que $p' > p$. Comme elle veut extraire un profit positif de chacun de ses travailleurs, la meilleure offre que l'entreprise de type p puisse faire au travailleur est de fixer son salaire à sa productivité marginale, εp . Ainsi, l'utilité maximale que le travailleur peut espérer atteindre en restant avec l'entreprise de type p est $V(\varepsilon, \varepsilon p, p)$. En conséquence, ce travailleur accepte de partir pour l'entreprise p' si cette dernière offre un salaire au moins égal à $\phi(\varepsilon, p, p')$ défini par

$$V(\varepsilon, \phi(\varepsilon, p, p'), p') = V(\varepsilon, \varepsilon p, p). \quad (2)$$

Toute offre moins généreuse de la part de l'entreprise de type p' est contrée par l'entreprise de type p .

Si à présent $p' \leq p$, alors $\phi(\varepsilon, p, p') \geq \varepsilon p'$, auquel cas l'entreprise de type p' ne montera jamais le salaire à ce niveau. Le travailleur restera donc chez son employeur courant (de type p) et verra son salaire augmenté au niveau $\phi(\varepsilon, p', p)$ qui le rend indifférent entre rester et rejoindre l'entreprise de

type p' (cela bien sûr s'il n'est pas déjà à un niveau de salaire plus élevé que $\phi(\varepsilon, p', p)$; dans le cas contraire, rien ne se passe).

En écrivant précisément les fonctions-valeurs $V(\cdot)$, on peut montrer que la valeur précise de $\phi(\cdot)$ est donnée par (cf. PVR) :

$$\ln \phi(\varepsilon, p, p') = \ln(\varepsilon p) - \frac{\lambda_1}{\rho + \delta + \mu} \int_p^{p'} \frac{\overline{F}(x)}{x} dx. \quad (3)$$

L'équation (3) fournit donc une expression explicite de $\phi(\cdot)$, qui par ailleurs a des propriétés intuitives. Le salaire offert par l'entreprise p' est inférieur au salaire maximal εp que l'entreprise de type p peut offrir au travailleur. La différence entre les deux, qui est mesurée par l'intégrale dans le second membre de (3), représente la *valeur d'option* de quitter l'entreprise p pour l'entreprise p' . Cette valeur d'option croît avec la différence de productivités ($p' - p$). En effet les travailleurs acceptent des salaires plus bas pour travailler dans des entreprises plus productives, car, εp étant la borne supérieure des offres de salaires possibles résultant de la concurrence entre l'employeur courant de type p et un "challenger" donné de type p' , les travailleurs acceptent d'échanger un salaire plus bas aujourd'hui contre des perspectives d'augmentation de salaire plus importantes demain. Il est donc plus difficile d'attirer un travailleur employé par une entreprise très productive. Autrement dit, les travailleurs sont plus enclins à travailler pour les entreprises très productives. Cette valeur d'option dépend en outre positivement de la fréquence des offres extérieures (λ_1) et de la probabilité du tirage de p élevés.¹² Symétriquement, elle dépend négativement du taux total de destruction d'emploi $\delta + \mu$, qui tend à réduire la probabilité qu'une offre extérieure arrive avant la fin de la relation d'emploi. Enfin, ce transfert intertemporel accepté par les travailleurs dépend négativement du taux d'escompte : des individus plus myopes sont en effet moins enclins à accepter ce type de gains différés.¹³

Enfin, on peut également démontrer — en utilisant notamment l'hypothèse que la production

¹²Pour deux distributions d'échantillonnage F_1 et F_2 , si F_1 domine stochastiquement F_2 au premier ordre, alors l'écart $U(\varepsilon p) - U(\phi(\varepsilon, p, p'))$ est plus important pour F_1 que pour F_2 .

¹³Il est montré dans PVR que les deux concepts d'aversion pour le risque et de myopie jouent des rôles assez semblables dans ce modèle. Des travailleurs moins risquophobes auront en effet des trajectoires salariales identiques à celles de travailleurs plus risquophobes s'ils sont dans le même temps plus myopes.

“à la maison” εb a la même forme que la production “au travail” εp — que le salaire offert par une entreprise de type p à un chômeur de type ε est $\phi_0(\varepsilon, p) = \phi(\varepsilon, p, p')$. Les chômeurs de tous types sont donc prêts à travailler pour un salaire ϕ_0 qui est *inférieure* à leur coût d’opportunité de l’emploi εb , et ce toujours pour le même motif d’arbitrage intertemporel. De plus, contrairement au cas BM, ce salaire de réserve est indépendant de λ_0 . Dans le modèle BM, les salaires offerts ne sont pas nécessairement égaux aux salaires de réservation. Il en résulte qu’une poursuite de la recherche d’emploi après une offre peut accroître la valeur de l’offre finalement acceptée. Si ces offres sont très fréquentes (λ_0 élevé), alors les travailleurs deviennent exigeants en termes de salaire car ils est relativement peu coûteux pour eux d’attendre une meilleure offre. Cela n’est évidemment pas le cas dans notre modèle, car ici les entreprises offrent toujours leur salaire de réservation aux travailleurs. Il n’y a donc aucun gain à espérer du refus d’une offre et de l’attente de l’offre suivante.

Nous terminons cette section en remarquant que le modèle fournit naturellement une décomposition log-linéaire des salaires qui sépare nettement les effets de l’efficacité personnelle ($\ln \varepsilon$) et de l’histoire sur le marché du travail ($\ln \phi(1, p, p') = \ln(p) - \frac{\lambda_1}{\rho + \delta + \mu} \int_p^{p'} \frac{\bar{F}(x)}{x} dx$).

2.3 Dynamique salariale et mobilité des travailleurs

Le schéma de mobilité des travailleurs suivant résulte du mécanisme de formation des salaires décrit plus haut (encore une fois, un exposé plus formel se trouve dans PVR). Commençons par définir la productivité-seuil $q(\varepsilon, w, p)$ par l’égalité

$$\phi(\varepsilon, q(\varepsilon, w, p), p) = w.$$

Sachant que $\phi(\varepsilon, p', p)$ est une fonction croissante de p' , il s’ensuit que $\phi(\varepsilon, p', p) \leq w$ pour tout $p' \leq q(\varepsilon, w, p)$. La valeur $q(\varepsilon, w, p)$ est donc la pmt p' minimale telle que le jeu de Bertrand entre l’entreprise p et l’entreprise p' sur le travailleur ε augmente le salaire de ce travailleur au-delà de w .

Considérons à présent un travailleur de type ε employé par une entreprise de type p pour un salaire w , et supposons que ce travailleur soit contacté par une entreprise concurrente de type p' .

On peut alors se trouver dans l'un des trois cas suivants :

(i) $p' \leq q(\varepsilon, w, p)$, et rien ne change.

[Le travailleur ne gagne rien par ce contact car l'employeur courant de type p pourrait débaucher le travailleur de l'entreprise p' pour un salaire *inférieur* à w .]

(ii) $p \geq p' > q(\varepsilon, w, p)$, et le travailleur obtient une augmentation de salaire de $\phi(\varepsilon, p', p) - w > 0$ de la part de son employeur courant.

[L'employeur courant peut contrer toute offre de l'entreprise challenger. Cependant le travailleur profite de la compétition à la Bertrand entre p et p' , car p doit augmenter son salaire au niveau qui est équivalent (en valeur actualisée) pour le travailleur à être payé à sa productivité marginale $\varepsilon p'$ chez l'entreprise challenger p' . Notons en passant que c'est bien une stratégie dominante pour l'entreprise p' que de provoquer ce jeu de Bertrand avec p . En effet, p' ne perd rien si p contre ses offres, et gagne le travailleur si p ne le fait pas.]

(iii) $p' > p$, et le travailleur part travailler chez p' pour un salaire $\phi(\varepsilon, p, p')$ qui peut être plus petit que w .

[L'entreprise p n'est pas de taille face à p' et perd donc son employé, qui va chez p' pour un salaire qui est équivalent pour lui à une rémunération à sa productivité marginale chez p , εp . Si p' est suffisamment grand, il se peut même que le travailleur accepte une réduction de salaire pour aller travailler chez p' (cela se produit quand $\phi(\varepsilon, p, p') < w$).]

Le mode de formation des salaires décrit dans cet article engendre des profils de carrière salariale intéressants. Premièrement, au sein d'une même entreprise, les salaires croissent et sont concaves par rapport à l'ancienneté (du moins en termes espérés). Une plus longue ancienneté accroît la probabilité de recevoir une offre extérieure intéressante. D'un autre côté, les travailleurs ayant beaucoup d'ancienneté ont en moyenne reçu plus d'offres et gagnent donc des salaires plus élevés. Pour cette raison il est moins probable qu'ils reçoivent une offre à forçant leur employeur à les promouvoir.¹⁴ Deuxièmement, le modèle peut engendrer des mouvements de travailleurs d'une

¹⁴Formellement, notons par $w(t)$ le processus aléatoire (de saut) représentant les trajectoires salariales, indicées

entreprise à une autre accompagnés de réductions de salaire lorsque le profil anticipé de salaire en fonction de l'ancienneté dans la nouvelle entreprise est croissant sur un long intervalle de temps.

2.4 L'équilibre stationnaire

L'objet principal de cette section est la caractérisation de la distribution d'équilibre des salaires, c'est-à-dire de la distribution des salaires qui peut être estimée à partir d'une coupe de salaires individuels. Avec ce qui précède, nous savons qu'un employé de type ε d'une entreprise de type p gagne un salaire w qui est égal soit à $\phi(\varepsilon, b, p)$ si w est le premier salaire gagné après une période de chômage, soit à $\phi(\varepsilon, q, p)$ où $\underline{p} < q \leq p$, si la dernière mobilité salariale en date est le résultat d'un jeu de Bertrand entre l'employeur courant et une autre entreprise de type q . La distribution des salaires en coupe a donc trois composantes : un effet fixe travailleur (ε), un effet fixe employeur (p), et un effet aléatoire (q) qui résume la mobilité salariale la plus récente. Le but de cette section est de déterminer la distribution jointe de ces trois composantes.

A l'état stationnaire, une fraction u des travailleurs est au chômage et une densité $\ell(\varepsilon, p)$ de travailleurs de type ε sont employés par des entreprises de type p . Notons $\ell(p) = \int_{\varepsilon_{\min}}^{\varepsilon_{\max}} \ell(\varepsilon, p) d\varepsilon$ la densité totale des employés d'entreprises de type p . (La taille moyenne d'une entreprise de type p est donc $\ell(p)/\gamma(p)$.) Les fonctions de répartition correspondantes sont notées avec des lettres majuscules, $L(\varepsilon, p)$ et $L(p)$. Enfin nous notons les fonctions de répartition des distributions conditionnelles de salaires dans la population des travailleurs de type ε employés par des entreprises de type p par $G(w|\varepsilon, p)$ (cette distribution n'étant pas continue, comme nous allons le voir).

L'hypothèse d'état stationnaire impliquant l'égalisation des flux d'entrée et de sortie pour tout stock de travailleur défini par un état (chômeur ou employé), un type ε , une pmt p , ou un salaire w , permet d'aboutir aux définitions suivantes (voir PVR) :

par l'ancienneté (conditionnellement à l' ε du travailleur et au p de l'entreprise). Il vient :

$$E[w(t+dt) - w(t)|w(t) = w, \text{ pas de mobilité}] = \lambda_1 dt \cdot E \int \max\{\phi(\varepsilon, p^0, p) - w, 0\} | p^0 \leq p^{\square}.$$

Les trajectoires intra-entreprise espérées sont donc continûment croissantes et concaves car l'expression ci-dessus est positive, tend vers 0 avec dt et décroît avec w .

– Taux de chômage stationnaire :

$$u = \frac{\delta + \mu}{\delta + \mu + \lambda_0}. \quad (4)$$

– Distribution des types d’entreprises dans la population des travailleurs :

$$\ell(p) = \frac{1 + \kappa_1}{1 + \kappa_1 \bar{F}(p)} f(p), \quad (5)$$

$$1 + \kappa_1 \bar{F}(p) = \frac{1 + \kappa_1}{1 + \kappa_1 L(p)}, \quad (6)$$

où $\kappa_1 = \frac{\lambda_1}{\delta + \mu}$.

– Distribution des types de travailleurs au sein des entreprises :

$$\ell(\varepsilon, p) = h(\varepsilon) \cdot \ell(p). \quad (7)$$

– Distribution conditionnelle des salaires :

$$G(w|\varepsilon, p) = \frac{1 + \kappa_1 \bar{F}(p)}{1 + \kappa_1 \bar{F}[q(\varepsilon, w, p)]} = \frac{1 + \kappa_1 L[q(\varepsilon, w, p)]}{1 + \kappa_1 L(p)}. \quad (8)$$

L’équation (4) est très standard et ne nécessite aucun commentaire : elle n’est que la définition du taux de chômage stationnaire compatible avec les flux d’entrée et de sortie du chômage prédits par le modèle.

L’équation (6) est une relation particulièrement importante pour l’application empirique, car elle permet de retrouver la distribution d’échantillonnage F à partir de sa contrepartie empirique L . Cette relation montre par exemple que les conditions d’équilibre stationnaire apportent des solutions aux problèmes habituels de sélection rencontrés dans les modèles empiriques du marché du travail, puisqu’elles relient les distributions de variables inobservées à celles des variables observées. Elle permettent ainsi des analyses non paramétriques, là où les modèles standard de données censurées reposent sur de fortes hypothèses paramétriques ou semi-paramétriques, toujours plus ou moins *ad hoc*.

En outre, les poids d’échantillonnage $f(p)/\gamma(p)$ sont donnés par (5) :

$$\frac{f(p)}{\gamma(p)} = \frac{1 + \kappa_1 \bar{F}(p)}{1 + \kappa_1} \frac{\ell(p)}{\gamma(p)}. \quad (9)$$

Le modèle ne contraint donc pas les tailles d'entreprises à être en relation croissante avec la productivité, comme ce serait le cas avec du pur appariement aléatoire ($f(p) = \gamma(p)$). Il n'implique pas non plus que l'entreprise la plus productive du marché, \bar{p} , capte nécessairement toute la population employée, comme cela est impliqué par l'hypothèse d'appariement équilibré ($f(p) = \ell(p)$ force $\bar{F}(p) = 1$). Il se peut que l'effort de recrutement décroisse avec la productivité dans la mesure où il interagit, dans la détermination de la taille de l'entreprise, avec le pouvoir de marché qui est, lui, fonction croissante de la productivité. L'effet du pouvoir de marché se traduit dans l'équation (9) par la croissance de $(1 + \kappa_1) / (1 + \kappa_1 \bar{F}(p))^2$, qui signifie que plus le p est élevé, plus il est aisé pour l'entreprise de gagner le jeu de Bertrand. En d'autres termes, l'implication du modèle est qu'à *efforts de recrutements égaux*, les entreprises plus productives devraient être plus grandes.

L'équation (7) implique que, sous les hypothèses du modèle, la distribution intra-entreprise de l'hétérogénéité individuelle est indépendante du type de l'entreprise. De ce fait, rien n'empêche la formation de couple très dissemblables (ε élevé, p faible ou encore ε faible, p élevé) si ces appariements sont profitables. Les hypothèses déterminantes pour ce résultat sont celles de rendements du travail constants (absence de contrainte de capacité), d'hétérogénéité individuelle scalaire, et de recherche non-orientée. Etant donné que toutes les entreprises du marché ont un $p > b$, et comme il n'est pas possible que p "batte" p' (dans le jeu de Bertrand) pour certaines valeurs d' ε et pas pour d'autres, tous les appariements dégagent un surplus positif et il existe donc toujours un salaire acceptable pour tout couple employeur-travailleur.

Ce résultat n'exclut cependant pas l'appariement sélectif (*assortative matching*) au sens large. Souvenons-nous en effet que seul est considéré ici le marché d'une profession bien définie. Si l'on regarde le marché du travail dans son ensemble, il se peut très bien que les distribution intra-entreprise des professions soient différentes entre les entreprises. Notre modèle ne fait donc que prédire l'absence de sélection à l'intérieur d'un sous-marché donné.¹⁵

¹⁵Ce résultat trouve d'ailleurs un certain écho empirique. La quantité limitée de données dont on dispose pour étudier la corrélation entre les hétérogénéités productives des entreprises et des travailleurs montre que le degré de sélection est réduit, lorsque l'on contrôle par l'hétérogénéité observée des travailleurs. AKM estiment en effet une corrélation entre ces deux hétérogénéités de 0,08 sur le panel des DADS, et Abowd, Finer et Kramarz (1999) trouvent une corrélation nulle sur des données de l'état de Washington.

Enfin, l'équation (8) donne la fonction de répartition conditionnelle des salaires dans la population des travailleurs de type ε employés par une entreprise de type p .

Le couple d'équations (7, 8) montre donc le résultat important suivant : un tirage aléatoire dans la distribution d'équilibre stationnaire des salaires dans la population des employés est une valeur $\phi(\varepsilon, q, p)$ où (ε, p, q) est un triplet de variables aléatoires tel que :

- (i) ε est indépendant de (p, q) ,
- (ii) la fonction de répartition de la marginale d' ε est H sur le support $[\varepsilon_{\min}, \varepsilon_{\max}]$,
- (iii) la fonction de répartition de la marginale de p est L sur le support $[p_{\min}, p_{\max}]$, et
- (iv) la fonction de répartition de la distribution conditionnelle de q sachant p est $\mathfrak{G}(\cdot|p)$ sur le support $\{b\} \cup [p_{\min}, p]$ tel que

$$\begin{aligned}\mathfrak{G}(q|p) &= \frac{G[\phi(\varepsilon, q, p)|\varepsilon, p]}{\int \frac{1 + \kappa_1 \overline{F}(p)}{1 + \kappa_1 \overline{F}(q)} d\varepsilon} \\ &= \frac{\int \frac{1 + \kappa_1 \overline{F}(p)}{1 + \kappa_1 \overline{F}(q)} d\varepsilon}{\int \frac{1 + \kappa_1 \overline{F}(p)}{1 + \kappa_1 \overline{F}(q)} d\varepsilon}\end{aligned}$$

pour tout $q \in \{b\} \cup [p_{\min}, p]$. Cette dernière distribution conditionnelle a un point de masse en b et est continue sur l'intervalle $[p_{\min}, p]$.

Les résultats de cette section fournissent un algorithme simple simulant une coupe de salaires, sachant les paramètres du modèle. (Cet algorithme est exposé plus formellement dans PVR, mais est en fait une application directe des points (i) à (iv) ci-dessus.)

2.5 Implications pour la décomposition de la variance des salaires

Notre objectif dans cette dernière section de la partie théorique de l'article est d'établir, à partir de ce que le modèle nous a appris de la distribution des salaires, une décomposition de la variance en coupe des (logarithmes des) salaires qui soit clairement interprétable.

Nous avons montré dans la section précédente que tout salaire correspondait à une réalisation particulière d'une variable aléatoire $\phi(\varepsilon, q, p)$, où (ε, q, p) est lui-même un triplet de variables aléatoires tirées comme indiqué à la fin de la section précédente. Nous avons également montré qu'à

condition que la fonction d'utilité des travailleurs soit du type CRRA, les salaires sont proportionnels aux efficacités individuelles des travailleurs (équation (??)). Les identités suivantes s'ensuivent immédiatement :

$$\begin{aligned} E(\ln w|p) &= E \ln \varepsilon + E[\ln \phi(1, q, p) | p], \\ V(\ln w|p) &= V \ln \varepsilon + V[\ln \phi(1, q, p) | p], \end{aligned}$$

où les espérances et variances sont prises par rapport aux distributions appropriées, comme il est décrit dans la section 2.4. Une décomposition naturelle de la variance totale du logarithme des salaires vient naturellement dans le modèle :

$$\begin{aligned} V \ln w &= EV(\ln w|p) + VE(\ln w|p) \\ &= V \ln \varepsilon + VE(\ln w|p) + (EV(\ln w|p) - V \ln \varepsilon) \\ &= \underbrace{V \ln \varepsilon}_{\text{Effet individuel}} + \underbrace{VE[\ln \phi(1, q, p) | p]}_{\text{Effet entreprise}} + \underbrace{EV[\ln \phi(1, q, p) | p] - V \ln \varepsilon}_{\text{Effet des frictions d'appariement}}. \end{aligned} \quad (10)$$

Le premier terme de cette décomposition ($V \ln \varepsilon$) est interprété de façon évidente comme la contribution de la dispersion des efficacités personnelles. Nous le baptisons donc “effet individuel”. Le deuxième terme ($VE(\ln w|p)$) est la variance inter-entreprises des salaires. Bien que ce soit un abus de langage étant donnée la corrélation qui existe entre q et p , il est également assez naturel d'appeler ce terme “effet entreprise”. Le troisième terme ($EV(\ln w|p) - V \ln \varepsilon$) est la part de la variance intra-entreprise des salaires qui n'est pas expliquée par la dispersion des efficacités individuelles. Son origine est clairement identifiée dans le modèle : la raison pour laquelle deux travailleurs de types identiques employés par la même entreprise peuvent néanmoins gagner des salaires différents est que ces deux travailleurs ont pu avoir dans le passé des tirages différents d'offres extérieures. Cette source particulière de dispersion des salaires est donc la concurrence que se livrent les entreprises pour attirer les travailleurs sur un marché du travail où l'échange souffre de frictions d'appariement. D'où le nom donné à cette troisième et dernière composante de la variance totale des salaires.

3 Les données

3.1 Le panel DADS

Les *Déclarations Annuelles des Données Sociales* sont un immense panel de données appariées employeur-employé rassemblées par la division des revenus de l'INSEE. Ce sont des données administratives dans lesquelles tous les employeurs (sauf l'État) soumis aux cotisations sociales rapportent les salaires bruts de leurs salariés. Ces données sont décrites en détail par AKM. Chaque observation annuelle inclut le numéro national d'identité de chaque travailleur, ainsi que les numéros SIREN et SIRET de l'entreprise et de l'établissement employant ce travailleur. Elle indique aussi les dates de début et de fin de la période d'emploi du travailleur dans l'établissement au cours de l'année, de même que le nombre d'heures travaillées au cours de cette période et la rémunération nette totale du travailleur sur cette même période. En outre, les données comportent une indication de catégorie socio-professionnelle, de localisation (région, département et commune) de l'établissement, et de secteur. Il n'y a malheureusement aucune information sur le niveau d'éducation des individus.

Afin de réduire les tailles d'échantillons, nous n'utilisons que les données de la région Ile de France. De plus, nous restreignons le panel à la période 1996-98 (les trois dernières années disponibles). La sélection d'une période courte par rapport à la longueur du panel disponible complet est délibérée : nous voulons estimer le modèle sur une période pas trop hétérogène au point de vue du cycle. En effet, il est un peu délicat de justifier l'hypothèse de paramètres constants dans le temps — en particulier pour les paramètres de demande de travail — sur une période longue.

En outre, pour améliorer la précision de calcul des moments (moyennes et variances) empiriques des distributions de salaire intra-entreprise dont nous aurons besoin pour l'estimation, nous sélectionnons les travailleurs employés par des établissements de taille supérieure ou égale à 5. Nous reviendrons sur cette sélection plus loin dans l'article.

Idéalement, on voudrait pouvoir suivre les trajectoires de tous les individus employés dans des établissements de taille supérieure ou égale à 5 opérant en Ile de France en 1996, cela sur

la période 1996-98. Mais en raison du caractère confidentiel de ces données, l'INSEE ne fournit les numéros nationaux d'identité des individus que pour le sous-échantillon des personnes nées au mois d'octobre d'une année paire. Le panel 1996-98 que nous utilisons est donc constitué par cette sélection exogène de l'ensemble des trajectoires individuelles (environ 1/25^{ème}). Malgré tout, les déclarations exhaustives sont disponibles en coupe (sans les numéros nationaux d'identité), et cela nous sera utile pour estimer les distributions de salaires à l'intérieur des établissements. Il faut enfin noter qu'en raison de l'érosion du panel (dû aux travailleurs partant en retraite, au chômage ou dans le secteur public, ou créant leur propre entreprise), seule la coupe initiale forme un échantillon représentatif.

Nous construisons sept bases de données correspondant à sept catégories professionnelles différentes : (1) cadres supérieurs et ingénieurs, (2) cadres administratifs et commerciaux, (3) techniciens et contremaîtres, (4) employés administratifs, (5) ouvriers qualifiés, (6) employés de services et de commerce, et (7) ouvriers non qualifiés. Chaque observation renseigne sur les variables suivantes à partir des déclarations des employeurs : (1) le numéro national d'identité de l'individu, (2) le numéro SIRET de l'établissement, (3) l'année, (4) le salaire annualisé, (5) le numéro (entre 1 et 360) du jour de l'année où l'enregistrement démarre, (6) le numéro du jour où il s'arrête, et (7) le nombre d'heures travaillées au cours de l'année (3) par (1) dans l'entreprise (2) entre le jour (5) et le jour (6). En triant les données selon les colonnes (1), (2), (5) et (6), on peut donc construire un panel de trajectoires individuelles. Notons qu'il peut y avoir plusieurs enregistrements pour un même travailleur au cours d'une même année si ce travailleur a changé d'employeur plusieurs fois dans l'année. Enfin, la variable de salaire que nous utiliserons dans l'analyse empirique est le salaire horaire.

L'avantage des DADS sur un panel "standard" (type Enquête Emploi, CPS, NLSY, PSID...) est qu'elles suivent les employeurs. Cette particularité a permis à AKM d'estimer un modèle à erreurs composées à double indice (individu×établissement), et a rendu possible une décomposition des logarithmes des salaires en trois composantes : une composante individuelle, une composante

d'entreprise et un résidu.¹⁶

3.2 Statistiques descriptives

Nous entamons la description des données par une étude de la mobilité des travailleurs. L'échantillon indique par exemple que le travailleur i a été employé par l'établissement j pendant une période de d jours en 1996 commençant tel jour de 1996 et finissant tel autre jour de cette même année. Une trajectoire comportant un changement d'emploi peut être telle que la fin du premier emploi ne correspond pas exactement au début du second. En outre, un travailleur peut aussi disparaître du panel avant la fin de la période d'observation. Nous n'avons aucun moyen de connaître la situation du travailleur au cours de ces périodes non couvertes par une déclaration de salaire. Il peut avoir temporairement ou définitivement cessé son activité, ou bien être au chômage, ou encore être parti dans le secteur public ou avoir créé son entreprise. Pour l'estimation, nous interpréterons les disparitions temporaires comme des périodes de chômage et les disparitions définitives soit comme des périodes de chômage, soit comme des cessations d'activité. Enfin, nous définissons arbitrairement les changements d'emploi avec une période d'absence du panel de moins de 15 jours comme des *mouvements d'emploi à emploi*.

Le tableau 1 montre quelques statistiques sur la mobilité des travailleurs. On y voit que, selon la catégorie professionnelle, entre 42 et 55% des travailleurs conservent le même emploi sur la période d'observation de 3 ans, alors que seulement 5 à 23% ont changé d'emploi sans passer par le chômage. La mobilité d'emploi à emploi paraît donc plutôt limitée au cours de cette période, qui correspond à la fin d'une récession, et ce en dépit du fait que la mobilité des travailleurs est habituellement plus intense autour de Paris que dans le reste de la France. Quant à la mobilité entre le chômage et l'emploi, la durée moyenne d'emploi sur l'échantillon (qui est censurée à 3 ans) est proche de 2 ans pour toutes les catégories de travailleurs, alors que la durée médiane (non rapportée dans le tableau) est toujours supérieure à 3 ans. La durée moyenne de non-emploi sur l'échantillon est

¹⁶L'estimation d'AKM par les moindres carrés demande beaucoup d'années d'observations car les effets entreprise et individu ne sont identifiés que grâce aux mouvements de travailleurs. Or, au cours de la période 1976-87 qu'ils utilisent, 90% des individus changent d'employeurs au plus trois fois. Un panel de trois ans donnerait donc des estimations extrêmement imprécises.

Profession	Nombre de traject. indiv.	Pourcentage sans aucune mobilité	Pourcentage dont la première mobilité observée est d'emploi...		moyenne de la durée d'emploi	moyenne de la durée de chômage
			... à emploi	... hors du panel		
Cadres supérieurs	22.757	46,2%	23,4%	30,4%	0,96 an.	2,09 an.
Cadres moyens	14.977	48,1%	19,3%	32,5%	1,16 an.	2,11 an.
Techn. et contrem.	7.448	55,5%	16,0%	28,6%	1,07 an.	2,28 an.
Employés admin.	14.903	54,3%	8,2%	37,5%	1,30 an.	2,23 an.
Ouvriers qualifiés	12.557	55,9%	5,2%	38,9%	1,16 an.	2,28 an.
Empl. comm. et serv.	5.926	45,1%	5,5%	49,4%	1,28 an.	2,06 an.
Ouvriers non qual.	4.416	42,5%	7,0%	50,5%	1,29 an.	1,98 an.

Tab. 1 – Statistiques descriptives de la mobilité des travailleurs

entre 12 et 14 mois, et sa médiane (que nous n'indiquons pas) est proche d'une année pour toutes les catégories.

Afin de vérifier qu'il est légitime de considérer l'Ile de France comme un marché du travail relativement "étanche", on peut regarder la mobilité interrégionale. Les localisations des employeurs successifs pour tous les travailleurs présents dans le panel nous montrent que seuls 4,7% d'entre eux quittent l'Ile de France au cours de la période d'observation. La mobilité interrégionale est donc très limitée, et on peut la négliger sans trop faire d'erreur.

Enfin, on peut se poser la question de la stabilité de notre taxonomie des travailleurs en catégories professionnelles. Nous avons utilisé la taxonomie la plus large possible (en dehors d'un regroupement de tous les travailleurs dans une même catégorie), qui contient 7 catégories (voir plus haut). Il se trouve au total 81,3% des travailleurs qui ne changent pas de catégorie sur les 3 ans d'observation, et près de 4% qui changent au moins deux fois. Un examen plus détaillé de ces changements montre qu'ils sont dus principalement à des cadres devenant cadres supérieurs et à des ouvriers non qualifiés devenant ouvriers qualifiés.

Nous passons maintenant à la description de la mobilité salariale. Le tableau 2 regroupe des informations sur les changements de salaire connus par les travailleurs juste après leur premier mouvement d'emploi à emploi. Les salaires nominaux fournis par les données ont été déflatés par l'IPC (+1,23% en 96 et +0,7% en 97). Les statistiques rapportées comprennent la médiane et 5 quantiles

Profession	Nb obs.	Médiane de $\Delta \log$ salaire	% obs telles que $\Delta \log$ salaire \leq				
			-0,10	-0,05	0	0,05	0,10
Cadres supérieurs et ingénieurs	5.335	3,1%	23,6	28,5	38,1	55,1	65,4
Cadres administratifs et commerciaux	2.893	3,7%	21,6	27,1	36,6	54,3	65,2
Techniciens et contremaîtres	1.190	3,8%	14,0	20,2	32,2	55,5	67,3
Employés administratifs	1.222	2,2%	21,5	28,7	40,7	60,5	69,2
Ouvriers qualifiés	657	0,5%	33,2	37,7	49,2	62,3	72,0
Employés du commerce et des services	326	1,4%	31,3	37,7	45,1	58,0	67,5
Ouvriers non qualifiés	310	-1,3%	33,5	42,9	54,5	63,4	72,3

Tab. 2 – Variation de salaire réel après la première mobilité d’emploi à emploi

différents de la distribution des changements de salaire dans la population des salariés concernés. On voit sur ce tableau que, bien que l’accroissement de salaire médian après un mouvement d’emploi à emploi soit (pratiquement) toujours positif, entre 36 et 55% des travailleurs changeant d’emplois le font au prix d’une réduction de salaire. Cette observation corrobore notre intuition initiale selon laquelle il était important de modéliser un mécanisme de formation des salaires prévoyant de telles réductions de salaire.

Le tableau 3 montre des statistiques semblables concernant les changements de salaire connus entre le 1^{er} janvier 1996 et le 31 décembre 1997 pour les travailleurs qui ont conservé le même emploi au cours de cette période. On a en effet plusieurs observations de salaire pour un même individu dans un même établissement si cet individu est resté employé par ce même établissement plus d’un an. Malheureusement, il n’y a aucun moyen de savoir à quel moment exact de l’année le travailleur a connu un changement de salaire dans le cas où le salaire indiqué pour une année est différent de celui indiqué pour l’année suivante. Comme le montre le tableau, il arrive fréquemment (pour environ 30% des observations) que les salaires réels décroissent d’une année sur l’autre alors même que le travailleur n’a pas changé d’emploi. Il est évident que notre modèle ne peut reproduire ces baisses de salaire. Elles peuvent traduire des fluctuations des bonus suivant l’activité de l’entreprise, que l’on ne peut séparer dans les données des salaires contractuels. Or les bonus représentent dans certains cas une part très importante des rémunérations. Ces changements de salaire peuvent aussi

Profession	Nb obs.	Médiane de $\Delta \log$ salaire	% obs telles que $\Delta \log$ salaire \leq				
			-0.10	-0.05	0	0.05	0.10
Cadres supérieurs et ingénieurs	16.102	2,7%	6,6	11,3	28,5	64,4	80,0
Cadres administratifs et commerciaux	15.592	2,6%	7,9	12,9	28,6	65,2	81,1
Techniciens et contremaîtres	5.644	2,5%	6,6	11,9	29,6	68,1	85,0
Employés administratifs	11.105	2,2%	7,9	12,4	30,0	69,8	84,2
Ouvriers qualifiés	9.747	1,9%	7,9	15,0	34,9	69,5	85,1
Employés du commerce et des service	4.192	2,5%	7,4	12,8	31,4	64,5	79,1
Ouvriers non qualifiés	2.847	2,2%	7,7	14,6	32,9	66,4	81,9

Tab. 3 – Variation de salaire réel du 01/01/96 au 31/12/97 sans changement d’emploi sur la période

traduire des changements de poste au sein de l’entreprise, ou encore des “différences compensatrices”. Ces fluctuations de salaires pourraient être introduites dans le modèle de façon *ad hoc* au moyen d’un choc idiosyncrasique pur. Néanmoins nous préférons estimer le modèle structurel tel qu’il est présenté dans les sections précédentes, au prix d’un manque d’adéquation avec les données, car notre objectif ici est précisément d’évaluer la capacité du modèle structurel à reproduire les principaux traits de la dynamique des salaires. L’introduction de fluctuations de productivité dans le modèle n’est sûrement pas une extension triviale, car nous savons que ces chocs rendent endogènes les décisions de destruction d’emplois (voir par exemple Mortensen et Pissarides, 1994).

4 Méthode d’estimation

Nous montrons maintenant comment les données que nous venous de décrire peuvent être utilisées pour estimer de façon non paramétriques les distributions des efficacités individuelles et des pmt des entreprises, de même que les paramètres unidimensionnels du modèle, à savoir les taux de transition δ , μ , λ_0 , λ_1 , et le taux d’escompte ρ .

Le caractère discret des données, c’est-à-dire le fait que tous les enregistrements individuels de salaire sont agrégés par année calendaire, implique une censure complexe des trajectoires en temps continu engendrées par le modèle. Le maximum de vraisemblance ne paraît donc pas envisageable comme méthode d’estimation. Nous développons donc une méthode multi-étapes alternative, dans

l'esprit de celle proposée par Bontemps, Robin et Van den Berg (2000) pour estimer le modèle BM. Cette procédure sépare les paramètres qui peuvent être estimés sur une coupe de données (essentiellement les distributions d'hétérogénéité) des paramètres dont l'identification exige des données de transition (les taux de transition λ_0 , λ_1 , δ et μ).

Nous préférons cette méthode multi-étapes à une méthode, certes plus efficace, en une étape et à information complète même dans un contexte paramétrique, car la procédure en plusieurs étapes permet de mieux contrôler la correspondance entre les paramètres et le type de données utilisées pour les identifier. On sait en effet que l'estimation à information complète garantit l'efficacité seulement si le modèle est correctement spécifié, mais peut être une source de biais considérable si tel n'est pas le cas.¹⁷

4.1 Notations

Le panel DADS 1996-98 décrit jusqu'à présent est un ensemble $\{w_{it}^i, f_{it}, D_{it}^0, D_{it}^1\}_{i=1, \dots, N, t=1, \dots, T_i}$, où i indexe les travailleurs et t indexe les déclarations administratives. Ainsi, w_{it} est le salaire réel payé par l'employeur $f_{it} \in \{1, \dots, M\}$ au travailleur $i \in \{1, \dots, N\}$ au cours de l'intervalle de temps $[D_{it}^0, D_{it}^1]$ (avec $D_{it}^0, D_{it}^1 \in \{1, \dots, 3 \times 360\}$ en jours) couvert par la $t^{\text{ième}}$ déclaration administrative. Comme nous l'avons vu, il peut exister plusieurs déclarations pour une même année d'observation. Le nombre d'observations par travailleurs, T_i , peut ainsi varier selon les travailleurs au gré des absences (enregistrements interrompus tels que $D_{i,t+1}^0 > D_{it}^1 + 15$ pour un quelconque t) ou des mobilités (plus d'une période d'emploi au cours de l'année : $D_{i,t+1}^1 - D_{it}^0 \leq 360$ pour un quelconque t). Il y a autant de bases de données que nous distinguons de catégories de travailleurs (sept), mais pour ne pas trop alourdir les notations, nous omettons l'indice de catégorie.

Le sous-échantillon $\{w_{i1}^i, f_{i1}, D_{i1}^0, D_{i1}^1\}_{i=1, \dots, N}$ est exhaustif pour *tous* les travailleurs salariés de la région Ile de France employés par des établissements de taille supérieure ou égale à 5.

¹⁷Prenons un exemple : le paramètre de transition λ_1 contribue à la fois à la distribution des durées d'emploi et à celle des salaires en coupe. Supposons que les restrictions théoriques sur la forme de la distribution des salaires soient incompatibles avec les données. Dans ce cas, une méthode à information complète pourrait utiliser le paramètre λ_1 pour améliorer l'adéquation de la distribution des salaires prédite aux données de salaires en coupe, au prix d'une adéquation réduite avec les données de durées. C'est pourquoi nous préférons identifier λ_1 à partir des durées et imposer sa valeur dans les étapes ultérieures où sont estimés les paramètres spécifiques à la distribution des salaires.

Cependant les variables $w_{it}, f_{it}, D_{it}^0, D_{it}^1$ pour $t > 1$ sont manquantes pour une sélection aléatoire d'environ $24/25^{\text{èmes}}$ des travailleurs.

Pour contourner la difficulté qu'il y a à décrire le processus d'agrégation temporelle engendrant les données brutes, nous limitons notre échantillon d'estimation à l'ensemble $\{(w_i, f_i, d_{1i}, \zeta_i, d_{2i}), i = 1, \dots, N\}$, où :

- (i) $w_i \equiv w_{i1}, f_i \equiv f_{i1}$ sont le salaire et le numéro SIRET caractérisant la première observation de l'individu i (il en existe au moins un),
- (ii) d_{1i} est la durée de la période ininterrompue pendant laquelle le travailleur i est observé comme employé par l'entreprise f_i , que nous calculons comme suit :

$$d_{1i} = D_{i1}^1 - D_{i1}^0 + \sum_{t=2}^{\infty} 1_{f_{it} = f_i, D_{it}^0 < D_{i,t-1}^1 + 15^a} \times (D_{it}^1 - D_{it}^0)$$

($1\{\cdot\}$ est la fonction indicatrice),

- (iii) ζ_i vaut 1 ou 0 suivant que les salaires déclarés ont été égaux ou non entre les différentes déclarations couvrant la première période d'emploi de longueur d_{1i} . ζ_i indique donc si le travailleur a reçu ou non au moins une augmentation de salaire pendant sa période d'emploi dans l'entreprise f_i ,
- (iv) et d_{2i} est la durée passée hors de l'échantillon avant une éventuelle réapparition.

Les observations de salaire qui ne sont pas utilisées pour l'estimation le seront ultérieurement pour évaluer la capacité du modèle à prédire la dynamique individuelle des salaires.

Enfin, si I_j désigne l'ensemble des identifiants individuels (numéros nationaux d'identité) des travailleurs employés par l'entreprise j , $j = 1, \dots, M$, alors nous notons y_j la moyenne des logarithmes des salaires des employés de cette entreprise j : $y_j = \frac{1}{\#I_j} \sum_{i \in I_j} U(w_i)$, où $\#I_j$ est le cardinal de l'ensemble I_j (c'est-à-dire la taille de l'entreprise j), et nous notons p_j la pmt (inobservée) de l'entreprise j . Nous notons en outre ε_i l'efficacité inobservée du travailleur i .

4.2 Hypothèses identifiantes

Outre l'ensemble d'hypothèses énoncées dans la partie théorique de cet article, la stratégie d'estimation repose sur la série d'hypothèses identifiantes suivante :

Hypothèse identifiante 1. L'ensemble $\{w_i, i = 1, \dots, N\}$ est un ensemble de N tirages indépendants dans la distribution d'équilibre stationnaire des salaires.

Cette première hypothèse est assez innocente. Elle revient à supposer qu'une coupe de salaires annualisés est une bonne approximation d'une coupe de salaire instantanés. Elle néglige donc tous les changements de salaire non renseignés au cours de l'année.

Hypothèse identifiante 2. A l'état stationnaire, la moyenne conditionnelle des logarithmes des salaires $E(\ln w|p)$ est une fonction strictement croissante des pmt p des entreprises.

Cette deuxième hypothèse est restrictive, mais vraisemblable. En l'absence d'un panel de salaire suffisamment long pour identifier les pmt inobservées p_j des entreprises j à partir de la mobilité des travailleurs, il nous faut faire l'hypothèse qu'il existe un certain moment de la distribution intra-entreprise des salaires qui est en relation bijective avec p .¹⁸ Ce qui est plus arbitraire est le choix du moment en question. Deux options paraissent immédiatement s'offrir : on peut choisir la taille des entreprises ou la moyenne des (logs des) salaires dans l'entreprise. Nous écartons la première option car le modèle prédit que la taille d'une entreprise de type p est proportionnelle au poids d'échantillonnage correspondant $f(p)/\gamma(p)$ qui, en l'absence d'une théorie convaincante de l'appariement, ne peut être contraint à être une fonction croissante de p .

La moyenne des logarithmes des salaires par entreprise semble être un meilleur choix, ne serait-ce que parce que cette moyenne serait l'estimateur MCO de l'effet entreprise dans une équation de salaire avec hétérogénéité inobservée des entreprises. Il est donc naturel d'utiliser cet estimateur comme base pour construire le paramètre structurel d'hétérogénéité des entreprises. Or, pour que cette stratégie empirique fonctionne, il faut que cette moyenne intra-entreprise des logarithmes des

¹⁸Il est inenvisageable d'estimer notre modèle sur un long panel à la manière d'AKM ou d'Abowd et Kramarz (2000). Rappelons que ceux-ci utilisent un modèle à erreurs composées simple, linéaire et statique, et que malgré cela ils doivent faire face à d'importantes difficultés numériques. L'ajout de non-linéarités et d'une dynamique, comme dans notre modèle, est hors de portée pour le moment.

salaires soit une fonction monotone de p .

L'expression théorique explicite de $E(\ln w|p)$ est établie dans PVR, ainsi que les restrictions sur les paramètres assurant la croissance stricte par rapport à p .

Hypothèse identifiante 3. Il n'y a pas d'erreur d'échantillonnage dans le calcul des moyennes intra-entreprise des logarithmes des salaires y_j .

Cette troisième hypothèse identifiante signifie que la mesure empirique y_j est exactement égale à l'espérance conditionnelle des logarithmes des salaires individuels au sein de l'entreprise j :

$$y_j = E(\ln w_i | i \in I_j), \quad (11)$$

avec, en vertu de l'hypothèse identifiante 1, $E(\ln w_i | i \in I_j) = E(\ln w | p = p_j)$ (où $E(\ln w | p = p_j)$ désigne $E(\ln w | p)$ en $p = p_j$). Les entreprises avec de plus grandes valeurs observées de la moyenne des logarithmes des salaires doivent également avoir de plus grandes productivités, et deux entreprises avec des valeurs proches de la moyenne des logarithmes des salaires doivent également avoir des valeurs proches de la productivité.

Jusqu'à quel point peut-on croire à l'hypothèse (11) ? Les erreurs d'échantillonnage sont liées aux tailles des entreprises $\#I_j$ et à la dispersion des salaires au sein des entreprises. Plus grande est la taille, plus petite est l'erreur. Malheureusement, la distribution des tailles des entreprises est hautement concentrée dans la région des petites tailles (bien qu'elle possède une très longue queue). Pour cette raison, l'existence d'erreurs d'échantillonnage devrait être prise en compte avec attention. Malheureusement, notre méthode d'estimation non paramétrique ne peut raisonnablement inclure une erreur de mesure ou d'échantillonnage en plus des trois composantes aléatoires des salaires prédits par la théorie (effets individu, entreprise, et frictions). Pour limiter les erreurs d'échantillonnage, nous ne retenons donc que les entreprises de taille au moins égale à 5 dans notre échantillon.¹⁹ Une coupe plus sévère (taille plus grande que 10, 20, ...) laisse les résultats inchangés,

¹⁹La fraction des observations individuelles de salaires perdues avec cette coupe est de 18% pour les cadres supérieurs et ingénieurs, 26% pour les cadres moyens, 24% pour les techniciens, 25% pour les employés administratifs, 40% pour les employés de service et du commerce, 29% pour les ouvriers qualifiés et 32% pour les ouvriers non qualifiés. La sélection des établissements est assez considérable puisqu'environ 83 à 88% des établissements (selon les catégories professionnelles), sont perdus. Comme à l'accoutumé, le fait que la majorité des établissements emploient un très

contrairement à une coupe moins sévère (taille plus grande que 2).²⁰

4.3 Résumé de la méthode d'estimation

La méthode d'estimation suit les étapes suivantes :

(i) Nous commençons par estimer les paramètres de transition δ , μ , λ_0 et λ_1 par maximisation de la vraisemblance des observations individuelles $(d_{1i}, \zeta_i, d_{2i})$, $i = 1, \dots, N$, conditionnellement aux moyennes des logarithmes des salaires par entreprise, y_{f_i} . La limitation de l'information sur les mouvements de salaire à l'indicatrice ζ_i de l'occurrence d'une augmentation au cours de la première période d'emploi s'avère très utile, car cette restriction fait que la vraisemblance ne dépend plus de la distribution d'échantillonnage que via la fonction de répartition F (et non pas la densité), qui peut être calculée, conditionnellement à y_{f_i} , à l'aide de la condition d'équilibre (6).

(ii) Nous utilisons ensuite l'hypothèse identifiante sur les productivités et les moyennes intra-entreprises des logarithmes des salaires : $y_j = E(\ln w | p = p_j)$, pour obtenir une estimation semi-paramétrique de p_j sachant y_j par inversion de la fonction théorique $p \mapsto E(\ln w | p)$. Comme en outre la construction de cet estimateur des p_j requiert une valeur du taux d'escompte des travailleurs, ρ , ce dernier paramètre est aussi estimé à ce stade de la procédure en ajustant les moyennes intra-entreprise des carrés des logarithmes des salaires $\frac{1}{\#I_j} \sum_{i \in I_j} (\ln w_i)^2$ à leurs contreparties théoriques $E((\ln w)^2 | p = p_j)$ pour toutes les entreprises j .

(iii) Enfin, la théorie implique que chaque salaire w_i dans une coupe est tel que $\ln w_i = \ln \varepsilon_i + \ln \phi(1, q_i, p_{f_i})$, où l'effet individuel ε_i est indépendant de l'effet entreprise p_{f_i} et de l'effet frictions q_i , et où q_i est distribué sachant p_{f_i} comme indiqué à la section 2.4. Les étapes

petit nombre de travailleurs est difficile à réconcilier avec un modèle où les entreprises sont des ensembles continus de travailleurs.

²⁰En comparaison, notons qu'AKM estiment également l'effet individuel par des méthodes de moindres carrés qui ne sont convergentes qu'asymptotiquement. De plus, les effets fixes ne sont estimés que pour les travailleurs changeant d'emploi, ce qui implique une sélection endogène semblable à celle que nous faisons. Enfin, sur le panel de dix années qu'ils utilisent, seuls 8% des travailleurs ont changé d'emploi 4 fois ou plus, et 19% trois fois ou plus. Les effets individuels sont donc estimés de façons très imprécise.

précédentes permettent d'estimer la distribution d'équilibre de q_i sachant p_{f_i} , donc la distribution du terme $\ln \phi(1, q_i, p_{f_i})$ dans l'équation de convolution. La méthode de déconvolution de Stefanski et Carroll (1990) peut alors être utilisée pour estimer non paramétriquement (aux paramètres scalaires de la théorie près) la distribution des logarithmes des efficacités personnelles $\ln \varepsilon_i$. Au passage, cela fournit aussi une estimation de la variance de l'effet individu, qui est utilisée dans l'application de la formule de décomposition de la variance des logarithmes des salaires décrite à la section 2.5.

Chaque étape utilise les résultats de la précédente. Les erreurs d'estimation sont donc transmises d'une étape à la suivante. Malheureusement, la complexité de la procédure d'estimation rend impossibles les calculs d'écarts-types. Cependant, les très grandes tailles des échantillons que nous utilisons pour l'inférence permettent d'affirmer que ni les questions d'efficacité, ni celles des écarts-types asymptotiques ne sont vraiment préoccupantes. En tous cas, l'ajustement aux données sera étudié en détail afin d'évaluer la capacité de notre modèle à reproduire les principaux traits desdites données.

Les détails techniques de la procédure d'estimation sont présentés dans PVR. Nous nous contentons ici d'en décrire les résultats.

5 Résultats de l'estimation

Rappelons que nous présentons ici les résultats de l'estimation sous l'hypothèse que les travailleurs ont une fonction d'utilité instantanée logarithmique ($U(w) = \ln w$). Dans PVR, nous étudions de façon plus générale le cas d'une fonction CRRA.

5.1 Taux de transition

Nous montrons en premier les paramètres de transition, rassemblés dans le tableau 4. Comme il est expliqué à la section précédente, ces paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance sur les durées d'emploi et de chômage, ainsi que sur l'observation des augmentations de salaire.

Les taux de destruction d'emploi et de sortie du chômage varient de façon intuitive. Les licen-

Profession	Paramètre				
	δ	μ	λ_0	λ_1	κ_1
Cadres supérieurs et ingénieurs	0.0776 (0.0009)	0.0070 (0.0005)	2.104 (0.063)	0.643 (0.009)	7.61 (0.14)
Cadres administratifs et commerciaux	0.0859 (0.0014)	0.0065 (0.0007)	1.956 (0.081)	0.666 (0.015)	7.21 (0.21)
Techniciens et contremaîtres	0.0686 (0.0016)	0.0042 (0.0008)	2.055 (0.137)	0.646 (0.021)	8.87 (0.37)
Employés administratifs	0.0932 (0.0020)	0.0085 (0.0011)	1.678 (0.078)	0.737 (0.026)	7.24 (0.32)
Ouvriers qualifiés	0.0886 (0.0020)	0.0082 (0.0012)	1.499 (0.071)	0.685 (0.027)	7.07 (0.35)
Employés du commerce et des services	0.1016 (0.0031)	0.0045 (0.0016)	1.486 (0.097)	0.716 (0.038)	6.75 (0.44)
Ouvriers non qualifiés	0.0989 (0.0036)	0.0153 (0.0020)	1.529 (0.099)	0.666 (0.038)	5.84 (0.41)

Note : Valeurs annuelles, écarts-types entre parenthèses.

Tab. 4 – Paramètres de transition estimés

ciements (destructions d’emploi) se produisent en moyenne tous les 10 à 15 ans, et les périodes de chômage durent en moyenne entre 6 et 8 mois. La “mort” (sortie définitive du panel) est un événement rare (une fois tous les 65 ans pour les ouvriers non qualifiés, qui ont le taux de sortie le plus élevé!). La surprise à ce stade est que le taux d’arrivée d’offres alternatives λ_1 est relativement peu variable d’une catégorie à l’autre. En moyenne, les employés sont sollicités par des employeurs concurrents une fois tous les 16 à 19 mois.

5.2 Productivités des entreprises

La connaissance des taux de transition pour chaque catégorie de travailleurs nous permet d’appliquer l’estimateur des productivités brièvement décrit à l’étape (ii) de la méthode d’estimation. Les pmt estimées p_j sont représentées graphiquement en fonction des moyennes intra-entreprise des logarithmes des salaires $y_j = \frac{1}{\#I_j} \sum_{i \in I_j} \ln w_i$ sur le graphique 1. Les lignes verticales sont placées au 10^{ème}, 25^{ème}, 50^{ème}, 75^{ème} et 90^{ème} centiles de la distribution des y dans la population des travailleurs employés. Des valeurs estimées de $\ln p_{\min}$ et $\ln b$ sont en outre indiquées dans les deux premières colonnes du tableau 5. Notre hypothèse initiale selon laquelle $b < p_{\min}$ assurant l’employabilité de tout travailleur par toute entreprise est vérifiée pour toutes les catégories de

Occupation	$U(b)$	$U(p_{\min})$	ρ
Cadres supérieurs et ingénieurs	4,62	4,74	0,128 (12% annuel)
Cadres administratifs et commerciaux	3,99	4,21	0,320 (27% annuel)
Techniciens et contremaîtres	4,07	4,22	0,240 (21% annuel)
Employés administratifs	3,69	3,84	0,678 (49% annuel)
Ouvriers qualifiés	3,76	3,93	0,475 (38% annuel)
Employés du commerce et des services	3,55	3,61	0,653 (48% annuel)
Ouvriers non qualifiés	3,54	3,63	0,834 (57% annuel)

Tab. 5 – Estimation des autres paramètres

main-d'œuvre.

On peut d'abord vérifier sur le graphique 1 que la productivité est bien en relation croissante avec la moyenne des logarithmes des salaires dans l'entreprise. La première bissectrice tracée sur le graphique indique ensuite que la part des profits dans la valeur ajoutée n'est pas une fonction monotone de la productivité du travail (sauf pour les travailleurs les moins qualifiés). Enfin, la pente de la courbe des productivités est extrêmement raide à droite du graphique. L'explication en est que les salaires sont très dispersés dans le haut de la distribution, ce qui nécessite une dispersion encore plus importante dans la distribution des productivités pour être en accord avec le modèle théorique.

<Graphique 1 ici>

5.3 Taux d'escompte

L'étape (ii) de la méthode d'estimation fournit aussi une valeur du taux d'escompte des travailleurs, ρ . Cette valeur est indiquée dans la troisième colonne du tableau 5. Les valeurs estimées sont en moyenne assez élevées par rapport à ce qui est communément "intuité", en particulier dans les modèles macroéconomiques (qui adoptent en général une valeur de ρ comparable à un taux

d'intérêt). De plus, ρ tend à augmenter pour les catégories de main-d'œuvre les moins qualifiées, ce dernier résultat tendant à suggérer que les travailleurs les moins qualifiés sont moins disposés à substituer des ressources dans le temps. Quoi qu'il en soit, ces valeurs de ρ élevées, considérant en outre que les taux d'escompte sont généralement suspects de mauvaise identification, peuvent paraître douteuses. Nous montrons cependant dans PVR que ρ est parfaitement bien identifié dans notre modèle, et que ces valeurs élevées ne sont pas à la source des résultats que nous trouvons pour la décomposition de la variance.

5.4 Variance conditionnelle (intra-entreprise) des logarithmes des salaires

Les valeurs des paramètres estimées à ce stade nous permettent de prédire la variance intra-entreprise des logarithmes des salaires et de comparer cette prédiction aux données. Le graphique 2 représente les variances conditionnelles $V(\ln w_i | i \in I_j)$ empirique et prédite en fonction de la moyenne conditionnelle des logarithmes des salaires $E(\ln w_i | i \in I_j)$. Les points représentent les vraies données,²¹ et les courbes donnent la prédiction.

<Graphique 2 ici>

Il est tout d'abord très clair que les données sont hétéroscédastiques, et que la variance conditionnelle des logarithmes des salaires est une fonction croissante de la moyenne conditionnelle des logarithmes des salaires. C'est en soi un résultat très intéressant. Remarquons aussi que le modèle réussit à reproduire non seulement le bon signe de la corrélation mais aussi le bon ordre de grandeur pour la variance conditionnelle.

Cette propriété de croissance de la variance des logarithmes des salaires par entreprise par rapport à la moyenne de cette même variable n'est pas vraiment étonnante. On s'attend en effet à ce que la distribution des salaires soit plus dispersée dans les entreprises les plus productives, à la fois parce qu'elles offrent des salaires plus faibles aux chômeurs grâce à un pouvoir de monopsonie élevé,

²¹Pour être précis, nous n'avons reporté sur le graphique que 500 points correspondant chacun à une évaluation différente de la variance conditionnelle des logs des salaires sachant la moyenne des logs des salaires y . Ces points correspondent à 500 valeurs équidistantes de y dans l'intervalle $[y_{\min}, y_{\max}]$. Des estimateurs à noyau de Nadaraya-Watson des moyennes conditionnelles sont utilisés pour lisser la variance conditionnelle empirique d'après la formule : $\hat{v}_X = \hat{E}X^2 - \hat{E}X^2$.

et aussi parce qu'elle sont en mesure d'offrir des salaires plus élevés pour débaucher les employés de leurs concurrentes. En revanche, le fait que les ordres de grandeurs des prédictions de la variance conditionnelle soient les bons est un résultat très remarquable, si l'on se rend compte que le modèle est (presque²²) entièrement estimé sur des moments du *premier ordre* des distributions de salaires.

Cela étant, la variance conditionnelle prédite présente des ondulations qui n'existent pas dans les vraies données, et tend à dépasser son objectif pour les entreprises très productives (et ce surtout pour les catégories de travailleurs les moins qualifiés). Nous reviendrons sur ce point en conclusion.

5.5 Décomposition de la variance des logarithmes des salaires

Nous nous tournons à présent vers l'objet principal de l'article, à savoir l'analyse des résultats donnés par la décomposition de la variance des logarithmes des salaires décrite à la section 2.5. En simulant une coupe de valeurs de $\phi(1, q, p)$, suivant l'algorithme évoqué à la section 2.4, on peut facilement calculer les deux derniers termes du membre de droite de la formule de décomposition de la variance (10). On obtient de cette façon un estimateur de $V \ln \varepsilon$ en prenant la différence entre $V \ln w$ et la somme de ces deux termes.

<Tableau 6 ici>

La décomposition de la variance des logarithmes des salaires est rapportée dans le tableau 6. Le résultat remarquable est le suivant : les différences d'efficacités individuelles expliquent environ 35% de la variance des salaires pour les cadres supérieurs et ingénieurs, 20% pour les cadres moyens, 10% pour les techniciens et contremaîtres ainsi que pour les employés administratifs, et pour ainsi dire 0% pour les autres catégories. Il semble donc que plus une profession est "sophistiquée", plus il est difficile de prédire l'efficacité personnelle d'un travailleur à partir de ses caractéristiques observables. Autrement dit, plus la profession est qualifiée, plus les travailleurs qui la pratiquent sont hétérogènes en termes de productivité personnelle. En bas de la hiérarchie des qualifications, les travailleurs semblent au contraire avoir des productivités homogènes. Dans tous les cas, une

²²Le sens de ce "presque" est précisé dans PVR.

part significativement plus importante (de 45 à 60%) de la variance des salaires est due aux différences d’histoires individuelles sur le marché du travail, qui sont traduites par l’effet des frictions d’appariement dans notre formule de décomposition (10).

Il est intéressant de rapprocher nos résultats de ceux d’AKM et d’Abowd et Kramarz (2000) qui utilisent les mêmes données que nous sur une période plus longue. Sur l’ensemble de l’échantillon, et en contrôlant pour les caractéristiques observables des travailleurs, ils trouvent que l’effet individuel compte pour environ 50% de la variance totale des salaires. Bien que nous ayons conduit des estimations séparées pour chaque catégorie de main-d’œuvre, nos résultats suggèrent clairement que le poids moyen de l’effet individuel sur l’ensemble de l’échantillon est très en-dessous de 50%.

La crédibilité de ces résultats repose sur l’hypothèse identifiante 3 selon laquelle les moyennes des logarithmes des salaires par entreprise sont correctement estimées, et classent donc bien les entreprises par ordre croissant de productivités. On a vu que beaucoup d’établissements étaient de petite taille, ce qui les peut entacher ces moyennes d’erreurs statistiques importantes. Il se pourrait donc que beaucoup de nos entreprises se soient vues attribuer des productivités très erronées. Or clairement, toute réallocation aléatoire des entreprises dans l’ensemble des productivités amenuiserait la capacité de notre indicateur de pmt à prédire la dispersion des salaires individuels, ce qui aurait pour effet mécanique d’augmenter la part de l’effet individuel dans l’explication de cette dispersion. Les valeurs que nous estimons peuvent donc être considérées comme des bornes inférieures à la contribution réelle de l’effet individuel à la dispersion des salaires. Cependant, dans PVR nous conduisons une analyse de sensibilité aux erreurs d’échantillonnage poussée qui montre que, bien que de telles erreurs diminuent le pouvoir explicatif de l’effet entreprise et renforcent celui de l’effet individu, les valeurs reportées dans le tableau 6 n’en sont pas quantitativement très affectées. (Les corrections sont de l’ordre de quelques points de pourcentage.)

5.6 La distribution des salaires en coupe

Tous les paramètres du modèle étant maintenant estimés, nous pouvons simuler le modèle et comparer les distributions de salaires observées à celles prédites par le modèle. Le graphique 3

montre pour chacune des catégories de travailleurs considérées les fonctions de quantiles de la distribution des salaires (en logarithmes) et de celle des $\ln \phi(1, q, p)$ lorsque (q, p) est distribué comme expliqué à la section 2.4. Cette dernière distribution est la distribution des logarithmes des salaires prédite par le modèle lorsqu'il n'y a aucune hétérogénéité productive des travailleurs.

<Graphique 3 ici>

On observe tout d'abord une discontinuité de la fonction de quantile de $\ln \phi(1, q, p)$ qui est entièrement due à l'écart existant entre b et p_{\min} . Il est tout-à-fait clair que $\ln p_{\min} - \ln b$ est bien trop grand pour que la distribution des salaires offerts aux travailleurs sortant juste du chômage se mélange à celle des salaires obtenus par la recherche pendant l'emploi. Les données semblent donc réclamer une hétérogénéité des valeurs de b parmi les travailleurs en plus de l'hétérogénéité des ε pour mélanger la partie basse de la distribution des salaires prédite. Ce type d'hétérogénéité est présente dans Postel-Vinay et Robin (2001a), et ne serait pas difficile à incorporer dans le présent modèle. Nous laissons cette extension à un article ultérieur.

Deuxièmement, on voit bien sur le graphique la raison pour laquelle on n'estime aucune dispersion des efficacités personnelles pour les travailleurs peu qualifiés. Le modèle à travailleurs homogènes explique relativement bien, dans ces cas, la dispersion des logarithmes des salaires. Pour les ouvriers qualifiés par exemple, l'adéquation avec les données est bonne dans le haut de la distribution, et mauvaise dans le bas à cause du vaste écart entre $\ln p_{\min}$ et $\ln b$.

La distribution des logarithmes des salaires est égale à la convolution de la distribution des $\ln \phi(1, q, p)$ avec la distribution des $\ln \varepsilon$, c'est-à-dire H . Le graphique 4 montre le résultat de la méthode de déconvolution numérique de Stefanski et Carroll (1990) appliquée à ce problème pour les quatre premières catégories de travailleurs (voir PVR pour un exposé succinct de cette méthode ; en outre, les essais d'application de cette méthode aux catégories de main-d'œuvre pour lesquelles on a estimé $V \ln \varepsilon = 0$ ne donnent rien, comme on s'y attendait). De plus, comme prévu par les valeurs estimées de $V \ln \varepsilon$, la distribution H est plus étalée pour le premier groupe de travailleurs que pour le deuxième, qui lui-même a une distribution H plus étalée que les deux groupes suivants.

<Graphique 4 ici>

Pour les quatre premières catégories de travailleurs (les plus qualifiés), la véritable distribution des salaires domine la distribution prédite sans hétérogénéité des travailleurs dans sa partie haute. L'introduction d'hétérogénéité des efficacités personnelles est donc nécessaire. Nous y procédons maintenant. La méthode de déconvolution utilisée permet d'obtenir la fonction de répartition de $\ln \varepsilon$, dont on peut tirer au hasard des paramètres d'efficacité individuelle, comme indiqué à la première étape de l'algorithme de simulation d'une coupe de salaires (cf. section 2.4 et l'algorithme formel dans PVR). Les densités de salaires prédites ainsi obtenues sont représentées sur le graphique 5 et superposées sur ce graphique aux densités "vraies", estimées directement sur les données avec un noyau gaussien. Il est très clair que l'adéquation aux données s'est trouvée améliorée par cette opération, sauf au bas de la distribution. Cela souligne à nouveau la nécessité d'avoir recours à de l'hétérogénéité des productivités "à la maison", *b*.

<Graphique 5 ici>

6 Simulations dynamiques

Le test de spécification le plus sévère auquel on peut penser pour le modèle est de mesurer sa capacité à reproduire la mobilité salariale telle que décrite par les tableaux 2 et 3 que nous avons déjà commentés. Les tableaux 7 et 8 montrent les résultats d'une simulation dynamique de 10.000 trajectoires individuelles pour chaque catégorie de main-d'œuvre. La principale discordance entre les données vraies et simulées réside dans l'incapacité du modèle à prédire correctement les baisses de salaire. Nous prévoyons relativement bien les hausses de salaire pour les travailleurs changeant d'emploi (les deux dernières colonnes des tableaux 2 et 7 sont assez proches). Pourtant, les simulations ne sont clairement pas aussi bonnes pour les travailleurs conservant leur emploi tout au long de la période de simulation : d'une façon générale, pour ces travailleurs, nous prédisons trop peu de mouvements de salaires.

Profession	Médiane de $\Delta\log$ salaire	% obs telles que $\Delta\log$ salaire \leq				
		-0,10	-0,05	0	0,05	0,10
Cadres supérieurs et ingénieurs	3,1%	13,0	22,9	38,8	55,1	65,4
Cadres administratifs et commerciaux	3,3%	2,7	12,4	35,0	55,8	66,7
Techniciens et contremaîtres	2,8%	4,2	10,0	32,2	57,8	71,8
Employés administratifs	5,1%	1,1	6,1	24,3	49,7	64,4
Ouvriers qualifiés	4,5%	1,7	7,5	28,2	51,7	66,0
Employés du commerce et des services	3,0%	0,2	5,5	31,0	59,1	75,3
Ouvriers non qualifiés	3,6%	0,2	4,4	29,4	55,5	70,0

Tab. 6 – Simulation dynamique de la variation de salaire réel après un mouvement d’emploi à emploi

Profession	Médiane de $\Delta\log$ salaire	% obs telles que $\Delta\log$ salaire \leq				
		-0,10	-0,05	0	0,05	0,10
Cadres supérieurs et ingénieurs	0%	0	0	85.8	93.9	96.6
Cadres administratifs et commerciaux	0%	0	0	84.7	94.8	97.3
Techniciens et contremaîtres	0%	0	0	87.2	95.8	97.9
Employés administratifs	0%	0	0	84.9	94.7	97.3
Ouvriers qualifiés	0%	0	0	85.6	94.5	97.2
Employés du commerce et des services	0%	0	0	84.0	94.9	97.5
Ouvriers non qualifiés	0%	0	0	84.5	94.2	96.8

Tab. 7 – Simulation dynamique de la variation de salaire réel sans changement d’emploi pendant l’année

Nous pensons que ces défauts sont inhérents au modèle, et non pas dus à l’inefficacité de la méthode d’estimation qui est essentiellement fondée sur l’analyse des données en coupe (ce que nous considérons au contraire comme une force du modèle, car la possibilité de l’estimer sur des coupes permet le type de tests de spécification rigoureux que nous réalisons dans cette section). Les résultats produits par le modèle reflètent plutôt l’absence de chocs idiosyncrasiques sur la productivité du travail. En effet, environ 15 à 20% des revenus du travail sont constitués de bonus et de primes qui sont largement fonction des performances des entreprises. Une bonne part de ces revenus est donc sensible aux conditions de marché dans lesquelles l’entreprise opère, ce qui est absent du modèle. Ajouter ce trait au modèle, peut-être dans la lignée de Mortensen et Pissarides (1994) est un point supplémentaire de notre programme de recherche.

7 Conclusion

La principale contribution de cet article est une recherche sur les propriétés de la distribution des salaires dans le cadre d’un modèle de recherche d’emploi d’équilibre avec recherche pendant l’emploi, ce à l’aide de données appariées entreprises-travailleurs. Le modèle théorique inclut des paramètres d’hétérogénéité productive à la fois pour les entreprises et pour les travailleurs, ainsi qu’un mécanisme de formation des salaires original qui s’éloigne de l’alternative conventionnelle d’affichage de salaires (*wage posting*) contre négociation salariale (*wage bargaining*). Le modèle fournit des résultats nouveaux sur la décomposition de la variance des salaires en trois composantes : un effet individuel, un effet entreprise, et un effet des frictions du marché du travail. Nous mettons en évidence l’importance de cette troisième composante, en montrant que sa part dans l’explication de la variance des salaires se situe entre 40 et 50%, bien au-delà dans la plupart des cas des purs effets entreprise et individu.

Références

- [1] Abowd J. M., H. Finer et F. Kramarz (1999) “Individual and Firm Heterogeneity in Compensation”, *in* Haltiwanger, Lane, Spletzer et Theeuwes, éditeurs, *The Creation and Analysis of*

Employer-Employee Matched Data, North-Holland.

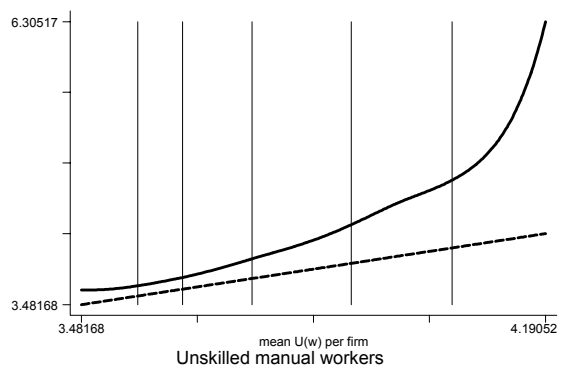
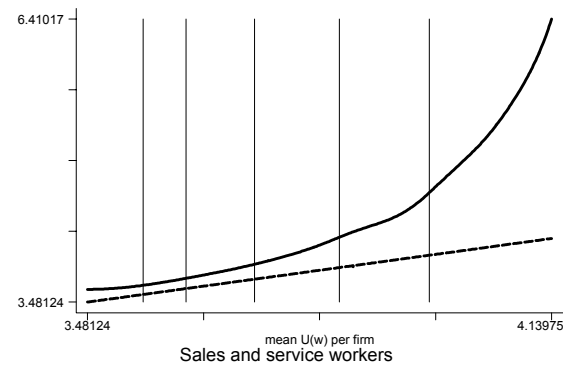
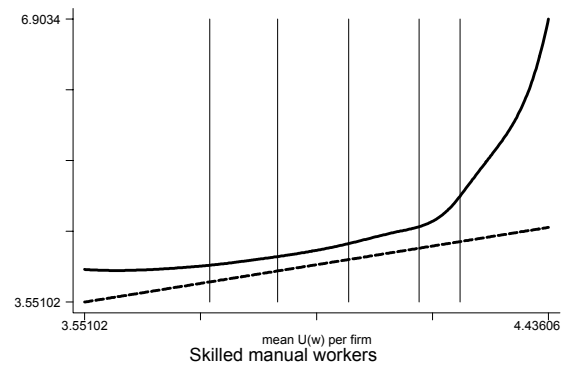
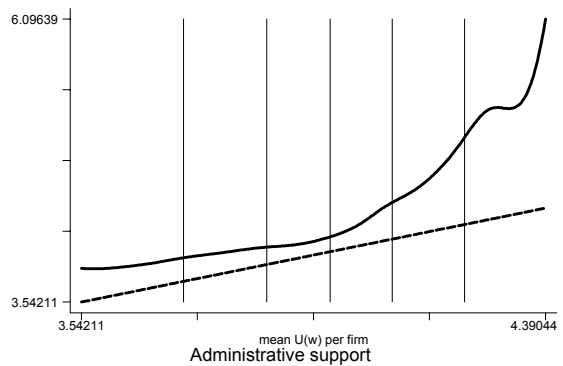
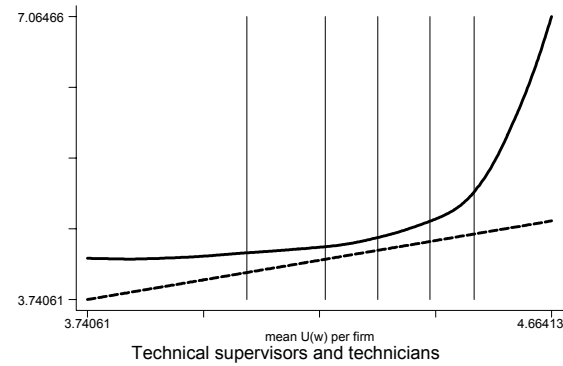
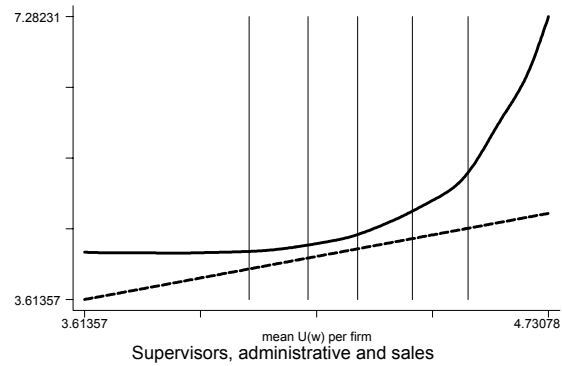
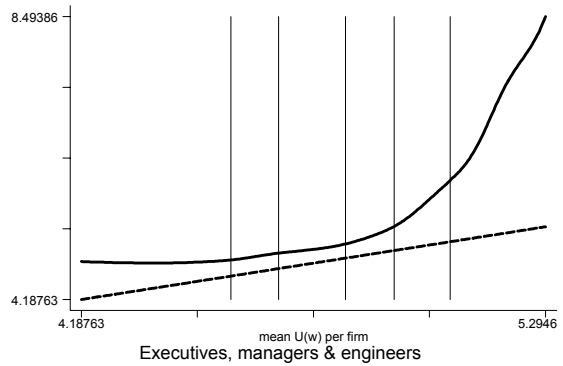
- [2] Abowd J. M. et F. Kramarz (2000), “Inter-industry and Firm-size Wage Differentials : New Evidence from Linked Employer-Employee Data”, mimeo.
- [3] Abowd J. M., F. Kramarz et D. Margolis (1999) “High Wage Workers and high Wage Firms”, *Econometrica*, 67 (2), 251-334.
- [4] Acemoglu, D. et R. Shimer (1997) “Efficient Wage Dispersion”, Document de Travail MIT et Princeton.
- [5] Albrecht, J. W. et B. Axell (1984) “An Equilibrium Model of Search Unemployment”, *Journal of Political Economy*, 92 , 824–840.
- [6] Bontemps, C., J.-M. Robin et G. J. Van den Berg (1999) “An Empirical Equilibrium Job Search Model with Search on the Job and Heterogeneous Workers and Firms”, *International Economic Review*, 40 (4), 1039-75.
- [7] Bontemps, C., J.-M. Robin et G. J. Van den Berg (2000) “Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion : Theory and Non-Parametric Estimation”, *International Economic Review*, 41 (2), 305 -358.
- [8] Burdett, K. et K. L. Judd (1983) “Equilibrium Price Dispersion”, *Econometrica*, 51, 955-970.
- [9] Burdett, K. et D. T. Mortensen (1998) “Wage Differentials, Employer Size and Unemployment”, *International Economic Review*, 39, 257-73.
- [10] Burdett, K. et T. Vishwanath (1988) “Balanced Matching and Labor Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 96 (5), 1048-1065.
- [11] Burdett, K. et R. Wright (1998) “Two-Sided Search with Nontransferable Utility”, *Review of Economic Dynamics*, 1 (1), 220-245.
- [12] Dey, M. S. et C. J. Flinn (2000) “An Equilibrium Model of Health Insurance Provision and Wage Determination”, mimeo, University of Chicago et New York University.

- [13] Eckstein, Z. et K. I. Wolpin (1990) “Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals”, *Econometrica*, 58 (5), 1001-44.
- [14] Heckman, J. J. et B. E. Honoré (1990) “The Empirical Contents of the Roy Model”, *Econometrica*, 58 (5), 1121-49.
- [15] Heckman, J. J. et G. L. Sedlacek (1985) “Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions : An Empirical Model of Self-selection in the Labor Market”, *Journal of Political Economy*, 93 (6), 1077-1125.
- [16] Heckman, J. J. et J. Scheinkman (1987) “The Importance of Bundling in a Gorman-Lancaster Model of Earnings”, *Review of Economic Studies*, 54 (2), 243-55.
- [17] Mortensen, D. T. (1998) “Equilibrium Unemployment with Wage Posting : Burdett-Mortensen Meet Pissarides”, WP 98-14, CLS, University of Aarhus.
- [18] Mortensen, D. T. (1999) “Modelling Matched Job-Worker Flow”, mimeo.
- [19] Mortensen, D. T. et C. A. Pissarides (1994) “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”, *Review of Economic Studies*, 61, 397-415.
- [20] Mortensen, D. T. et C. A. Pissarides (1998) “New Developments in Models of Search in the Labor Market”, mimeo, Northwestern University et LSE.
- [21] Mortensen, D.T. et T. Vishwanath (1994), “Personal Contacts and Earnings : It Is Who You Know!”, *Labour Economics*, 1, 187-201.
- [22] Pissarides, C. A. (1990) *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford : Basil Blackwell.
- [23] Postel-Vinay, F. et J.-M. Robin (1999) “The Distribution of Earnings in an Equilibrium Search Model with State-Dependent Offers and Counter-Offer”, à paraître *International Economic Review*.
- [24] Postel-Vinay, F. et J.-M. Robin (2001a) “Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity”, à paraître *Econometrica*.

- [25] Postel-Vinay, F. et J.-M. Robin (2001b) “To Match or Not To Match? Optimal Wage Policy with Endogenous Worker Search Intensity ”, mimeo, INRA-LEA.
- [26] Robin, J.-M. et S. Roux (1998) “Random or Balanced Matching : An Equilibrium Search Model with Endogenous Capital and Two-Sided Search”, Document de Travail CREST-INSEE No. 98.38.
- [27] Roy, A. D. (1951), “Some Thoughts on the Distribution of Earnings”, *Oxford Economic Papers (New Series)*, 3, 135-46.
- [28] Stefanski, L. et R. J. Carroll (1990) “Deconvoluting Kernel Density Estimators”, *Statistics*, 21, 169-184.
- [29] Van den Berg, G. J. et G. Ridder (1998) “An Empirical Equilibrium Search Model of the Labor Market”, *Econometrica*, 66 (5), 1183-222.

Profession	Nobs.	Log salaire moyen : $E(\ln w)$	Variance/coeff. var des logs salaires :		Effet entreprise :		Effet frictions :		Effet individu :	
			$V(\ln w)$	CV	$VE(\ln w p)$		$EV(\ln w p) - V \ln \varepsilon$		$V \ln \varepsilon$	
					Valeur	% de $V(\ln w)$	Valeur	% de $V(\ln w)$	Valeur	% de $V(\ln w)$
Cadres supérieurs et ingénieurs	555.230	4,81	0,180	0,088	0,035	19,3%	0,082	45,5%	0,063	35,2%
Cadres administratifs et commerciaux	447.974	4,28	0,125	0,083	0,034	27,5%	0,065	52,1%	0,025	20,3%
Techniciens et contremaîtres	209.078	4,31	0,077	0,064	0,025	32,4%	0,044	57,6%	0,008	10,0%
Employés administratifs	440.045	4,00	0,082	0,072	0,029	35,7%	0,043	52,2%	0,010	12,1%
Ouvriers qualifiés	372.430	4,05	0,069	0,065	0,029	42,9%	0,039	57,1%	0	0%
Employés du commerce et des services	174.704	3,74	0,050	0,060	0,020	40,8%	0,029	58,7%	0,0002	0,4%
Ouvriers non qualifiés	167.580	3,77	0,057	0,063	0,027	48,3%	0,029	51,7%	0	0%

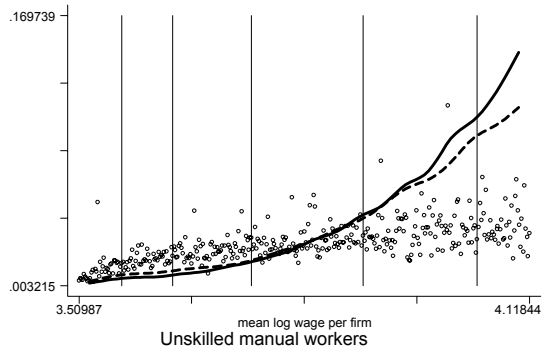
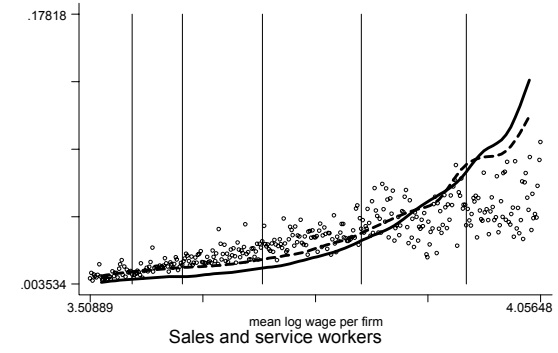
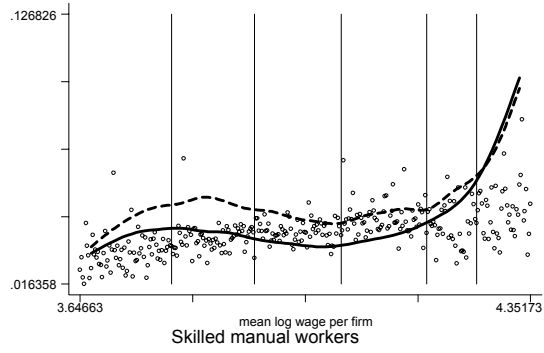
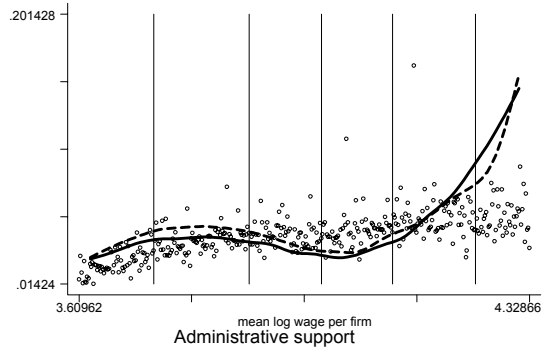
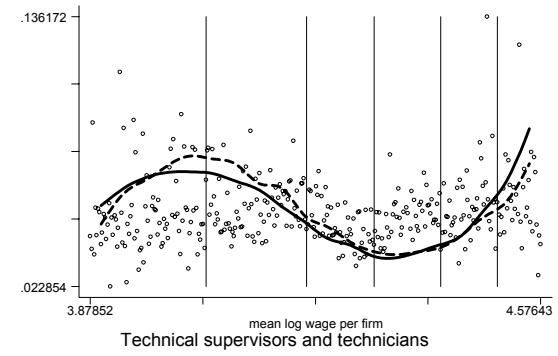
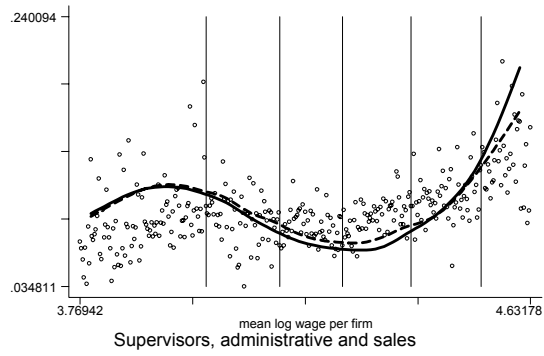
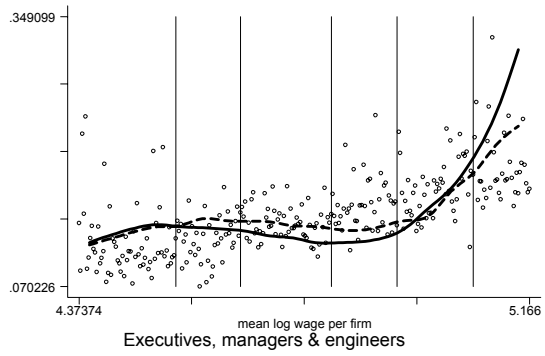
Tab. 8 – Décomposition de la variance des salaires



Continue : $\ln p$
 Pointillée : droite 45°

Barres verticales aux 10e, 25e, 50e,
 75e et 90e percentiles de $Z(y)$.

Graphique 1 :
 Productivité marginale
 et salaires moyens



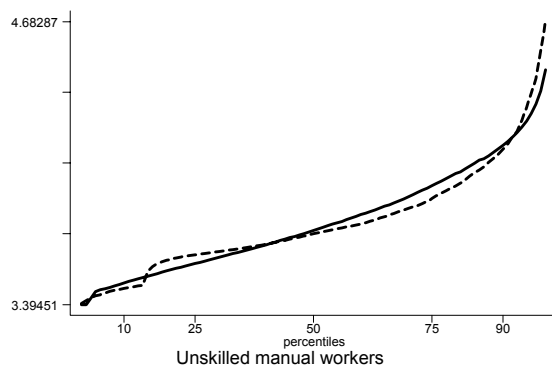
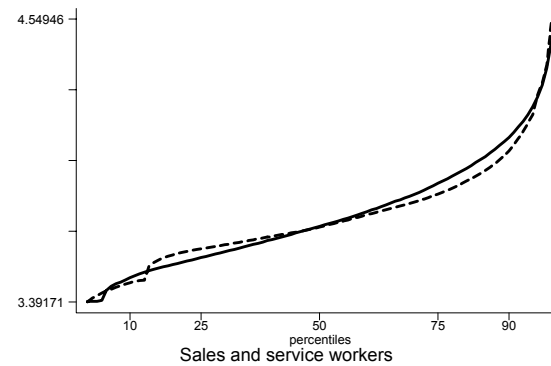
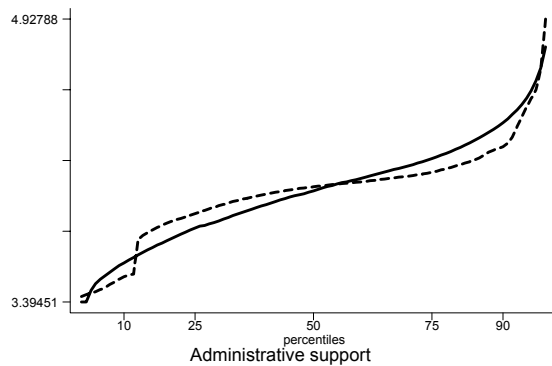
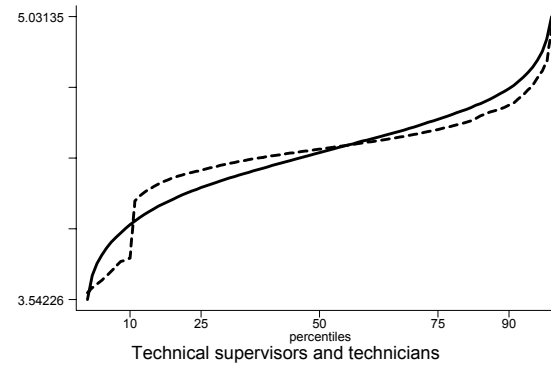
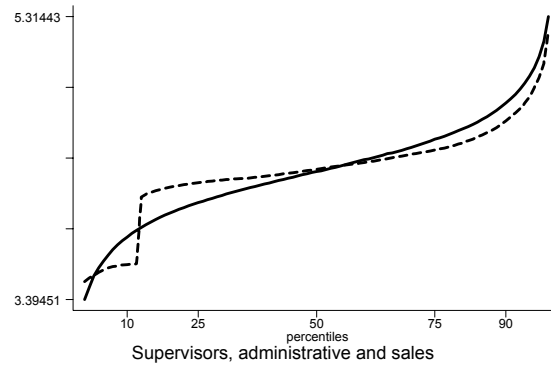
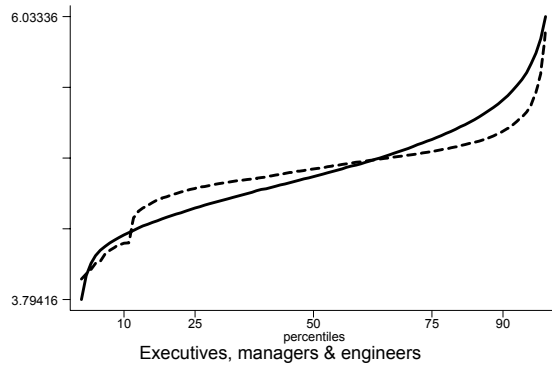
Cercles : Var. empirique intra-entrep. des log-salaires

Courbe : $V(\ln \phi|p)$

Barres verticales aux 10e, 25e, 50e,

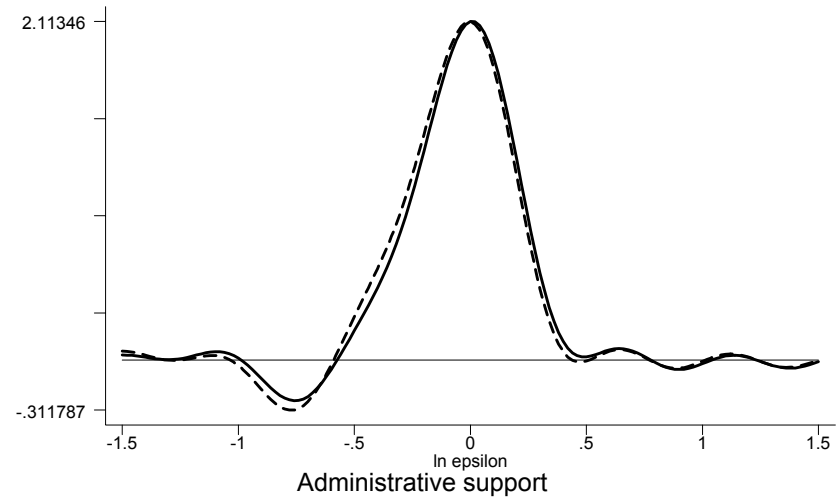
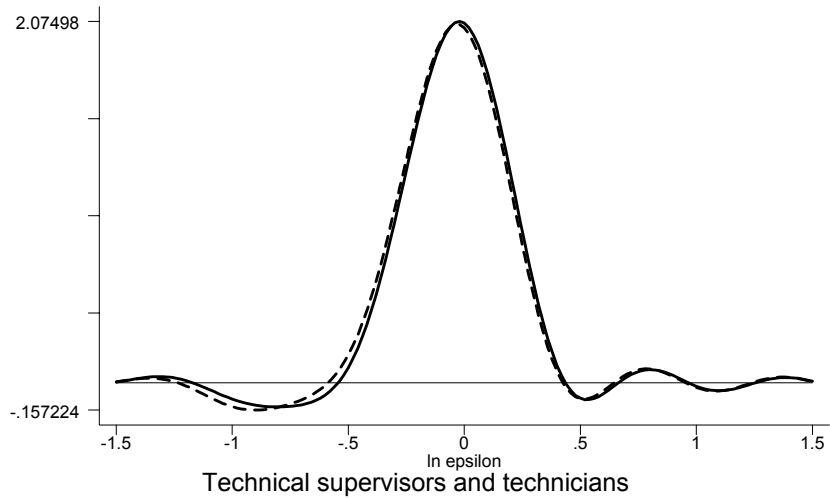
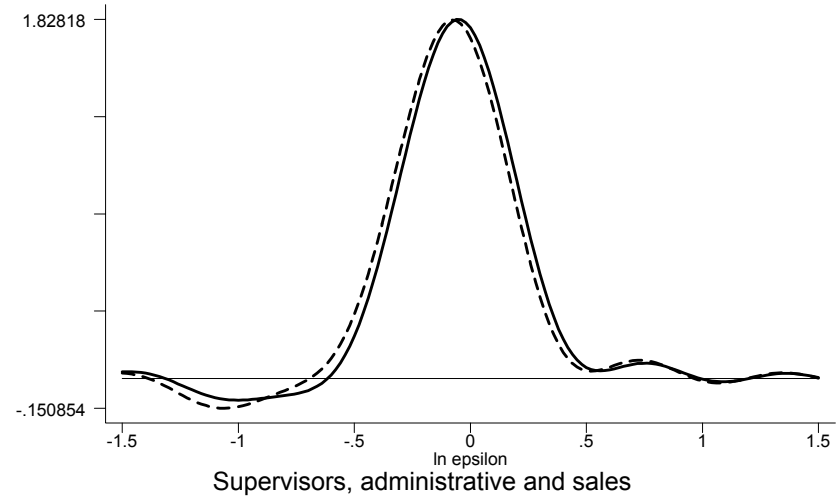
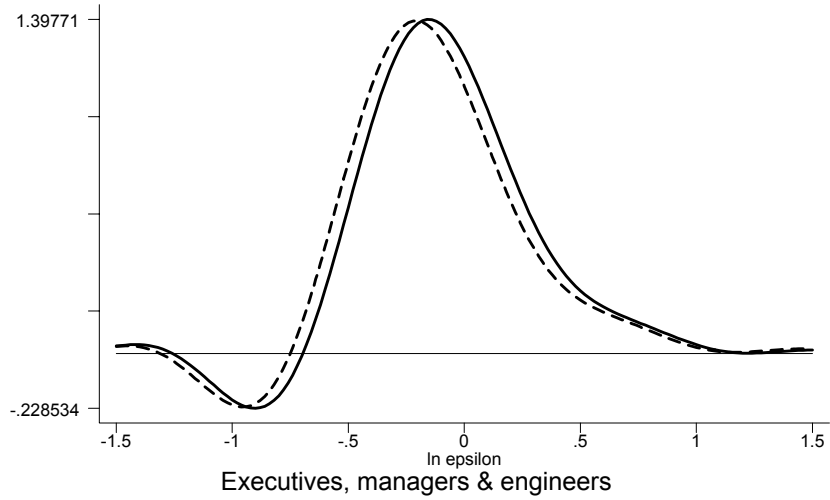
75e et 90e percentiles de $Z(y)$.

Graphique 2 :
Variance conditionnelle
des logs des salaires.

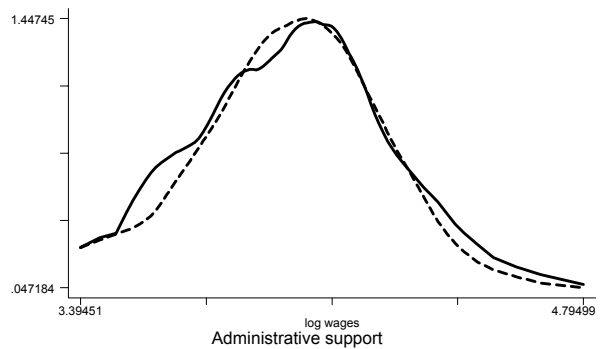
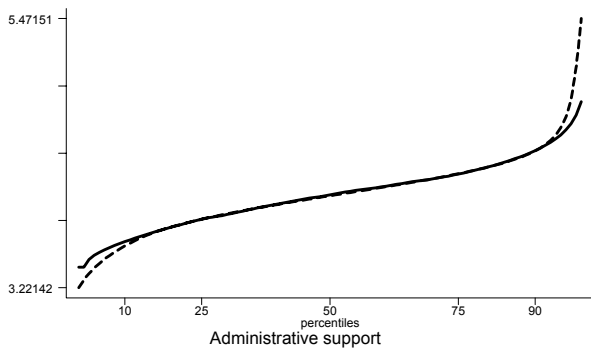
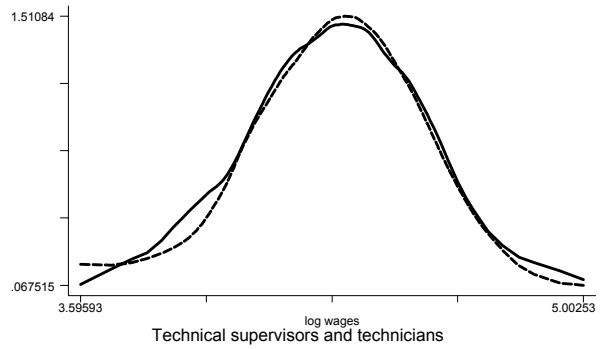
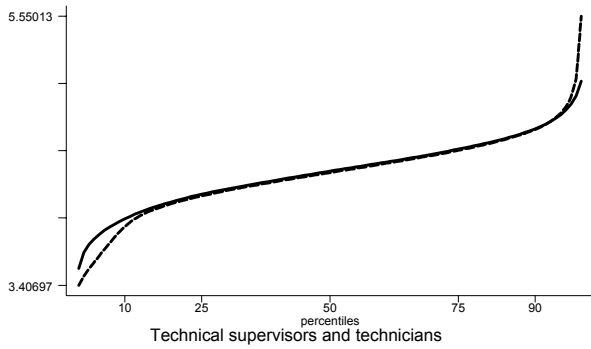
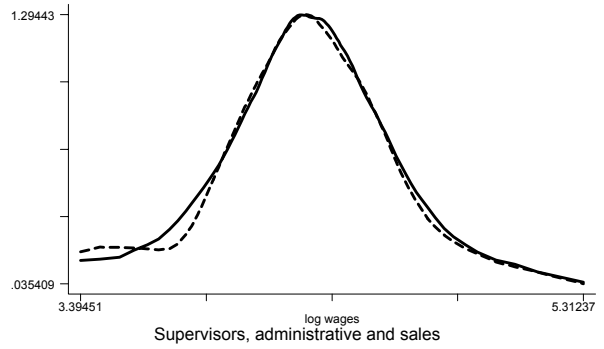
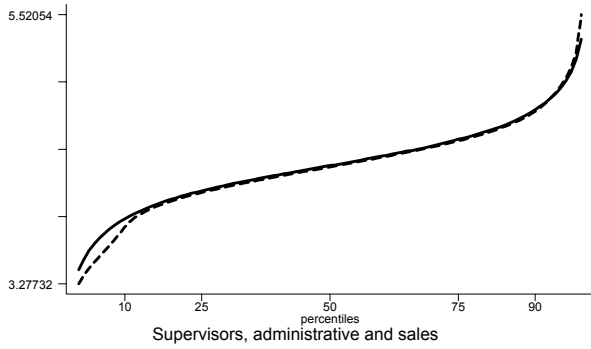
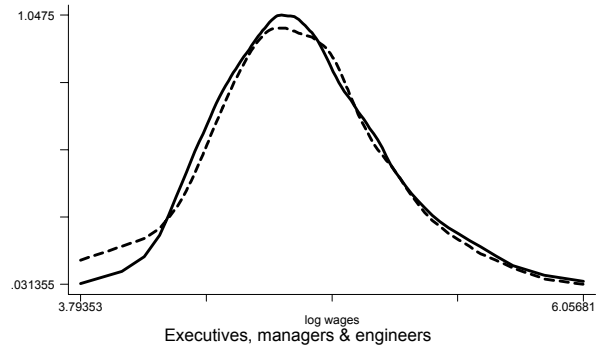
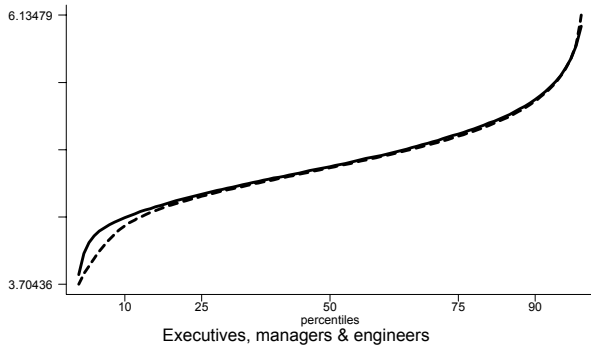


Continue : Fonc. rép. de ln w
 Pointillée : Fonc. rép. de phi

Graphique 3 :
 Distributions de salaires.



Graphique 4 : Densité des log-efficacités individuelles



Continues=observées, Pointillées=prédites

Graphique 5 : distributions des log-salaires