
Analyser les écarts de salaires à l'aide des modèles de régression. Vertus et limites d'une méthode. Le cas des migrants de Tunisie en région parisienne après 1956

Using Regression Models to Analyse Wage Differentials : Virtues and Limitations of a Method. The Case of Tunisian Migrants in the Paris Region After 1956

Anne-Sophie Bruno



Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/histoiremesure/3984>

DOI : 10.4000/histoiremesure.3984

ISSN : 1957-7745

Éditeur

Éditions de l'EHESS

Édition imprimée

Date de publication : 1 décembre 2010

Pagination : 121-156

ISBN : 978-2-7132-2290-0

ISSN : 0982-1783

Référence électronique

Anne-Sophie Bruno, « Analyser les écarts de salaires à l'aide des modèles de régression. Vertus et limites d'une méthode. Le cas des migrants de Tunisie en région parisienne après 1956 », *Histoire & mesure* [En ligne], XXV-2 | 2010, mis en ligne le 01 janvier 2011, consulté le 02 juin 2022. URL : <http://journals.openedition.org/histoiremesure/3984> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/histoiremesure.3984>

Anne -Sophie BRUNO*

Analyser les écarts de salaires à l'aide des modèles de régression. Vertus et limites d'une méthode. Le cas des migrants de Tunisie en région parisienne après 1956

Résumé. Les analyses descriptives menées sur un échantillon de retraités originaires de la Tunisie post-coloniale et ayant travaillé en région parisienne des années 1960 à la fin des années 1980 mettent en lumière d'importantes variations des revenus salariaux selon le genre et la nationalité des individus. Quoique controversées, les méthodes de régression s'avèrent particulièrement utiles pour décomposer les écarts observés au sein de notre échantillon. Dans cette famille de méthode, les régressions multiniveaux conduisent à des résultats quelque peu différents de ceux obtenus à l'aide des modèles classiques : ils montrent notamment que les effets de discrimination pure liés au genre et à la nationalité tendent à disparaître à mesure que l'on contrôle plus finement les effets d'endogénéité et d'hétérogénéité non observée. Quel que soit le modèle choisi, les analyses de régression soulignent en revanche l'influence déterminante de l'espace de travail sur les écarts de salaires – les différences sectorielles jouant en la matière un rôle négligeable au regard de l'effet du segment de marché.

Abstract. Using Regression Models to Analyse Wage Differentials: Virtues and Limitations of a Method. The Case of Tunisian Migrants in the Paris Region After 1956

Descriptive analyses undertaken on a sample of pensioners born in post-colonial Tunisia and having worked in the Paris region from the 1960s to the end of the 1980s highlight large wage variations according to individuals' gender and nationality. Although controversial, regression models prove particularly useful for decomposing the disparities observed within our sample. Within this family of models, multilevel regression models lead to results somewhat different from those obtained using conventional models: in particular, they show that the effects of pure gender- and nationality-related discrimination tend to disappear as we control more precisely the effects of endogeneity and unobserved heterogeneity. Whatever the chosen model, regression analysis conversely underlines the decisive influence of the occupational space on wage differentials – sectoral differences playing a negligible role in this regard compared to the effect of the market segment.

* Université Paris-XIII, CRESC, 99 avenue Jean-Baptiste Clément, 93 430 Villetaneuse ; Centre de Recherches Historiques, UMR 8558, 54 boulevard Raspail, 75 006 – Paris. E-mail : annesophie.bruno@gmail.com

Depuis les années 1990, la question des discriminations au travail occupe une place centrale dans le débat public. Les écarts de salaires sont fréquemment invoqués dans ce débat, en ce qu'ils se prêtent plus facilement à la mesure que les autres indicateurs de la hiérarchie des positions professionnelles. Pourtant, cet aspect a été pendant longtemps négligé par les sociologues et les historiens, dont les analyses se sont davantage centrées sur l'étude des qualifications et des positions sociales. En revanche, la question des salaires est abondamment traitée par les économistes¹, en raison de sa position centrale dans la théorie économique en tant qu'élément de cristallisation des mécanismes d'ajustement entre l'offre et la demande de travail. Si ces différences de traitement témoignent de la place spécifique occupée par la notion de salaire dans chacune des disciplines, elles sont aussi le signe de divergences de démarche. De fait, l'analyse des salaires nourrit une importante querelle méthodologique, qui porte sur le bien-fondé de l'emploi des méthodes de régression pour analyser les écarts de salaires.

Les migrants de Tunisie offrent un terrain d'enquête fécond pour étudier cette question des inégalités salariales pendant les Trente Glorieuses et la crise des années 1970 et 1980 : l'hétérogénéité de cette population, composée d'étrangers – Tunisiens ou Italiens – mais aussi de Français, de naissance ou par acquisition, permet en effet d'observer, sur un échantillon relativement restreint et contrôlable, les différences de salaires selon la nationalité et le genre. L'étude des trajectoires professionnelles de ces migrants souligne l'imbrication étroite des enjeux méthodologiques, disciplinaires et théoriques. Après avoir évoqué les différentes méthodes disponibles pour analyser les écarts de salaires observés chez les migrants de Tunisie, nous nous attacherons à dégager les vertus mais également les limites des analyses *toutes choses égales par ailleurs* appliquées à la question des discriminations salariales.

1. Le traitement des salaires en sciences humaines et en économie a fait l'objet d'articles de synthèse présentés lors des journées du GDR « Économie et Sociologie », « Les approches du marché du travail » organisées par le LEST en septembre 2005. Les développements présentés dans ce paragraphe empruntent largement aux analyses proposées dans le cadre de ces journées, en particulier par C. Marry et R. Silvera, « Genre et salaire : histoire de la question en sociologie et en économie », (www.univ-aix.fr/lest/insertionlest/gdreconomie/a3/marrysilvera.pdf) et par P. François, « L'analyse sociologique des rémunérations du travail » (www.univ-aix.fr/lest/insertionlest/gdreconomie/a3/fcso.pdf). Pour un exemple d'analyse empirique des salaires, l'étude de référence reste celle réalisée par C. Baudelot (BAUDELLOT, C., 1983).

1. Les inégalités salariales : un objet controversé

L'analyse de la mobilité professionnelle des travailleurs étrangers nécessite de disposer d'une population de référence constituée de travailleurs nationaux, sorte de contrefactuel auquel comparer les résultats observés pour les travailleurs étrangers. Si une telle entreprise est difficile à mener sur l'ensemble de la population, en raison de la multiplication des points de contrôle nécessaires à sa réalisation, la restriction du point de vue à une sous-population, celle des migrants en provenance de la Tunisie post-coloniale, permet de contourner cette difficulté méthodologique et de disposer d'un échantillon comportant des nationaux et des étrangers qui arrivent en France à des dates relativement concomitantes. Forte de ses composantes françaises, tunisiennes ou encore italiennes, la « mosaïque » tunisienne héritée de la période coloniale constitue un extraordinaire laboratoire pour mener une étude comparée de la mobilité en fonction de la nationalité, à partir d'un échantillon de trajectoires individuelles reconstituées grâce aux dossiers de retraite du régime général des travailleurs salariés.

Source première de cette étude des migrants de Tunisie, les dossiers de retraite de la Caisse nationale d'Assurance Vieillesse (CNAV) renferment des informations très riches pour la reconstitution des trajectoires professionnelles, mais leur consultation s'avère décevante en matière de carrières : la reconstitution des trajectoires professionnelles a donc été opérée en couplant les informations contenues dans les dossiers de retraite à celles délivrées par les Déclarations Annuelles de Données Sociales, c'est-à-dire par les déclarations faites chaque année par les employeurs à l'URSSAF. Cet appariement de données a permis de reconstituer pas à pas les carrières de 193 individus appartenant à 4 cohortes de naissance distinctes².

Hétérogénéité du marché du travail et inégalités salariales

L'analyse des trajectoires des migrants de Tunisie montre que les étrangers sont nettement surreprésentés dans les emplois et les secteurs offrant les revenus salariaux les plus bas, et sous-représentés dans les emplois et les secteurs à hauts revenus. L'analyse factorielle menée sur l'ensemble des épisodes d'emploi de notre échantillon³ (cf. Figure 1) met en effet

2. Pour une présentation détaillée de l'échantillon et de la démarche, voir A.-S. BRUNO, 2010. Cet ouvrage est la version remaniée d'une thèse de doctorat soutenue en décembre 2006 ; c'est dans ce cadre qu'ont été menées les analyses de régression exposées ici, dont les résultats n'ont pas été présentés dans la version publiée.

3. L'analyse des correspondances multiples décrite ici a été menée sur 3 109 épisodes annuels d'emploi effectués entre 1971 et 1997.

en lumière une forte hétérogénéité du marché du travail, fondée sur une combinaison entre type d'entreprise et type de main-d'œuvre. Le principal critère de distinction des épisodes d'emploi repose sur une opposition entre emplois ouvriers et emplois non ouvriers, qui recoupe en grande partie une opposition entre étrangers et nationaux.

La distinction entre l'espace « français » du travail non manuel à gauche du graphique (cf. Figure 1), et l'espace « étranger » du travail manuel, situé à droite, met tout d'abord en jeu une segmentation « verticale » des emplois, c'est-à-dire une inégale répartition des différentes catégories de main-d'œuvre dans la hiérarchie des catégories socioprofessionnelles. La majorité des Français de Tunisie occupe ainsi des emplois de cols blancs, plus souvent d'ailleurs que l'ensemble de la population active⁴. En leur sein, les emplois de cadres (csp 42-44), et de cadres supérieurs en particulier (csp 32-34), sont très nettement surreprésentés⁵. À l'inverse, les emplois ouvriers, qualifiés (csp 61) ou non (csp63 – correspondant à des emplois d'OS – ou csp68 – pour les manœuvres) concentrent 80 % des épisodes d'emploi réalisés par les Tunisiens et les Italiens de Tunisie.

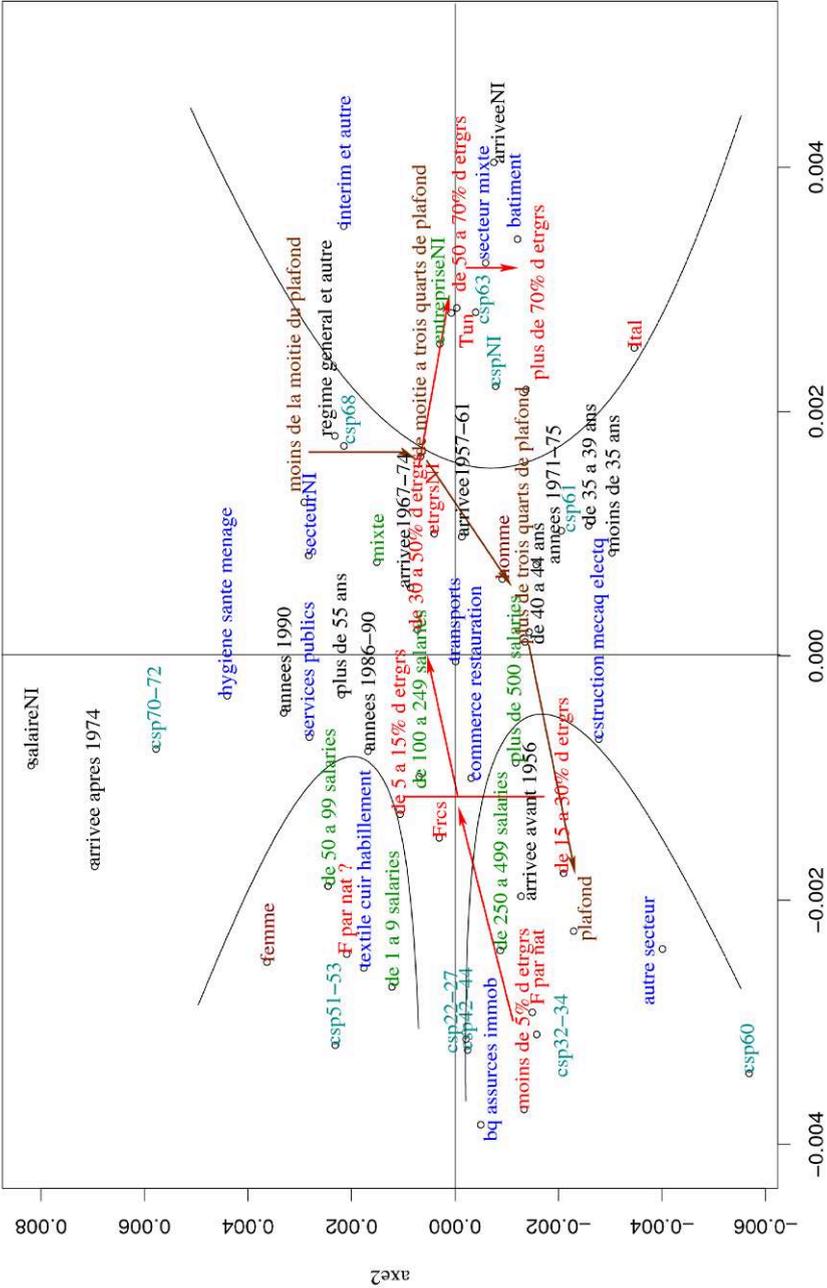
Cette segmentation « verticale » se conjugue avec une segmentation « horizontale » des emplois, en termes de secteur d'activité. Certains secteurs, comme les banques et assurances ou les services publics⁶, sont en effet caractérisés par le recours à une main-d'œuvre presque exclusivement nationale et sont de ce fait nettement ancrés dans le pôle « français » de l'espace factoriel. Au sein de ces secteurs d'activité privilégiés des Français, le secteur des banques et assurances ainsi que le textile-cuir-habillement constituent des implantations sectorielles spécifiques des Français de Tunisie. À l'opposé, le bâtiment apparaît sans surprise comme un secteur « étranger », où les épisodes d'emploi sont occupés à près de 70 % par des non-nationaux. Cette double segmentation horizontale et verticale a une conséquence directe sur les niveaux de salaire observés : le niveau de salaire maximum est nettement situé dans l'espace « français », tandis que les

4. Au recensement de 1975, les cols blancs représentent un peu plus de 57 % des actifs français hors agriculture, alors que ce pourcentage s'élève à 66 % des Français de notre échantillon.

5. Les emplois de cadres occupent plus d'un Français de Tunisie sur trois. Quant aux emplois de cadre supérieur, ils représentent 14 % des épisodes d'emploi occupés par les Français de notre échantillon, contre 7 % dans l'ensemble de la population active française au recensement de 1975.

6. 11,5 % des épisodes des Français de Tunisie sont effectués dans les services publics ; cette proportion est proche de la part représentée par les services de l'État et des collectivités territoriales, qui occupent 13,5 % de la population active française en 1975.

Figure 1. Analyse factorielle des correspondances multiples des épisodes d'emploi des individus de l'échantillon



emplois de l'espace « étranger » donnent lieu le plus souvent à des revenus salariaux inférieurs à trois quarts du plafond de la Sécurité sociale, voire à la moitié du plafond⁷.

Les mêmes écarts de salaires s'observent si l'on centre le regard sur les espaces sectoriels mis en évidence par l'analyse factorielle⁸. Deux emplois répondant à la même dénomination, dans le même secteur d'activité, peuvent donner lieu à des revenus salariaux annuels variant dans de fortes proportions. Du type d'espace dans lequel on travaille dépendent en effet la durée de l'emploi qu'on occupe, mais aussi le type d'emploi proposé et les revenus qu'il procure. Dans le bâtiment, les niveaux de salaires les plus bas s'observent dans les grandes entreprises de la construction et des travaux publics, qui recourent à une écrasante majorité de travailleurs étrangers, embauchés sur des contrats dont la durée coïncide avec celle du chantier. Les revenus annuels perçus par les individus qui y travaillent sont souvent inférieurs au salaire minimum légal pour un emploi à temps plein. Ces pratiques de gestion de la main-d'œuvre contrastent avec celles observées dans les petites entreprises du bâtiment : davantage spécialisées dans le second œuvre, ces dernières emploient une main-d'œuvre moins exclusivement étrangère et la stabilité des emplois qu'elles procurent permet à leurs salariés d'atteindre le niveau du salaire ouvrier moyen de l'époque. Quelle que soit l'échelle d'observation adoptée, les écarts de salaires apparaissent par conséquent comme un facteur essentiel de différenciation des espaces de travail et comme une des principales manifestations de la segmentation du marché du travail parisien pendant les Trente Glorieuses.

La segmentation du marché du travail s'accompagnant d'une segmentation de la main-d'œuvre selon le genre et la nationalité, les salaires annuels médians de notre échantillon présentent d'importantes disparités (cf. Figure 2). En moyenne, entre 1960 et 1990⁹, les hommes de nationalité tunisienne perçoivent des revenus salariaux équivalant à 68 % des salaires touchés par les hommes français de naissance. L'écart observé entre les femmes et les hommes français de naissance est comparable : les salaires médians féminins correspondent à 70 % du montant salarial perçu par les Français de naissance.

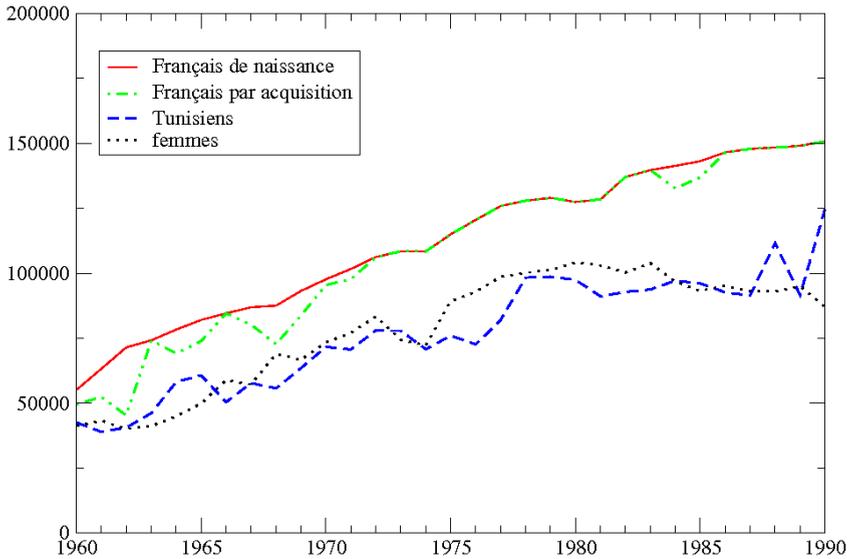
7. Les salaires inférieurs à la moitié du plafond de la Sécurité sociale sont à peine supérieurs au minimum légal, qui est bien en deçà des salaires ouvriers moyens pratiqués jusqu'aux années 1970.

8. Pour le détail des analyses sectorielles menées sur le bâtiment, la construction mécanique, la confection et l'hygiène, on se reportera à A.-S. BRUNO, 2010.

9. L'étude porte ici sur les écarts moyens.

Les analyses descriptives permettent donc de dresser un constat initial, celui d'un fort écart de salaires observé dans notre échantillon entre Français et étrangers, et entre hommes et femmes. Mais elles laissent en suspens la question de l'interprétation de ces inégalités de salaires.

Figure 2. *Montant des revenus salariaux annuels médians des individus de l'échantillon selon le genre et la nationalité, entre 1960 et 1990*



Source. Échantillon de dossiers de retraite de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (CNAV).

Des interprétations divergentes

L'analyse des salaires a fait l'objet d'une intense controverse méthodologique, née à propos des écarts de salaires observés entre les hommes et les femmes¹⁰. Pour étudier les inégalités salariales, les historiens et les sociologues sont généralement partisans des méthodes d'analyse descriptive ; en privilégiant le recours aux tableaux de fréquence et aux analyses factorielles, ils s'opposent à l'usage, fait surtout par les économistes, des analyses *toutes choses égales par ailleurs*, qui visent à décomposer les

10. Le débat a été très bien résumé par C. BAUDELLOT dans « Le sexe est-il un résidu ? », *Les Cahiers du MAGE*, n° spécial « Différences de sexe sur le marché du travail. Temps partiels, salaires inégaux », n° 2, 1995, cité par M. MARUANI, 2000, p. 53. Le paragraphe qui suit reprend les principaux arguments du débat qui sont exposés par C. Baudelot.

écarts de salaire observés pour mesurer des effets « purs ». Si les étrangers – ou les femmes – sont mal payé(e)s, c'est en partie parce qu'ils occupent des emplois peu qualifiés, parfois à temps partiel, dans les secteurs à faible niveau de salaires. Pour les partisans de la méthode *toutes choses égales par ailleurs*, il y peut donc y avoir « autre chose que du sexe [ou de la nationalité] dans l'écart de salaire observé »¹¹. Une fois pris en compte l'effet du secteur et du poste occupé, le genre – ou la nationalité – a-t-il encore un effet « pur » sur le montant des revenus salariaux et, si oui, dans quel sens ? Ce sont les effets respectifs de chacune de ces variables que les modèles de régression visent à estimer.

Pour les partisans de l'analyse descriptive, peu importe de savoir si l'écart salarial persiste après avoir contrôlé l'effet du poste et du secteur ; leur instrument de mesure, brut, reflète parfaitement la réalité des inégalités et leur caractère cumulatif. L'analyse des inégalités salariales n'est ainsi qu'un indice parmi d'autres des inégalités sociales conçues de façon plus globale et constitutives d'un *toutes choses inégales par ailleurs*. Pour les interpréter, la méthode *toutes choses égales par ailleurs* ne serait d'aucun secours : en raisonnant *toutes choses égales par ailleurs*, le chercheur tendrait en effet à oublier que, dans les « configurations historiques singulières »¹², certaines situations ne se rencontrent jamais. La possibilité d'appliquer le raisonnement expérimental à la réalité historique soulève ici la question du rapport que ce raisonnement entretient avec les situations d'« improbabilité sociale »¹³.

À quoi bon chercher à mesurer un effet « pur » de la nationalité puisque, les analyses descriptives le montrent, les plus hauts revenus salariaux caractérisent essentiellement les postes de cadres et les salariés de certains secteurs, comme les banques et assurances et que, précisément, les individus qui occupent ce genre de poste ne sont jamais des Tunisiens ? Menée à son terme, la logique de décomposition des effets purs conduirait ainsi à une forme de raisonnement par l'absurde, formulé dans le célèbre paradoxe de Simiand : l'application stricte des exigences expérimentales revient en effet « à se demander comment vivrait un chameau, si, restant chameau, il était transporté dans les régions polaires, et comment vivrait un renne, si, restant renne, il était transporté dans le Sahara »¹⁴.

11. C. BAUDELLOT, art. cit. par M. MARUANI, 2000.

12. PASSERON, J.-C., 2006, p. 222.

13. PASSERON, J.-C., 2006, p. 225.

14. F. SIMIAND, cité par J.-C. PASSERON, 2006, *ibid*.

Cette critique formulée à l'encontre du raisonnement *toutes choses égales par ailleurs* repose toutefois sur une profonde incompréhension. Le *toutes choses égales* ne vise pas à s'abstraire de la réalité, pour observer le comportement des chameaux au pôle Nord. On serait ainsi bien en peine de mettre en œuvre un modèle économétrique capable de mesurer l'effet des fortes chaleurs sur les chameaux du Sahara et les rennes du pôle Nord : la stricte équivalence – on parle alors de colinéarité – entre le grand froid et la présence de rennes empêcherait le modèle de fonctionner – en d'autres termes de converger – ou aboutirait à des résultats qui alerteraient immédiatement le chercheur¹⁵. Le raisonnement *toutes choses égales par ailleurs* vise simplement à mettre en œuvre une méthode de *décomposition* des facteurs qui permet d'analyser la nature des corrélations.

Si le refus de recourir aux méthodes de régression traduit la défense d'une conception institutionnaliste du marché du travail, il est aussi le reflet d'une inégale maîtrise des méthodes quantitatives. De ce point de vue, le choix des méthodes étant un puissant instrument de hiérarchisation des disciplines, la polémique tourne souvent à l'avantage des économistes¹⁶. Historiens et sociologues laissent ainsi le champ libre aux économistes et à certaines de leurs questions qui ne manquent pas d'étonner nos disciplines par leur caractère politiquement incorrect.

Tel est en particulier le cas des hypothèses formulées par la théorie du capital humain : selon cette théorie, initiée par G. Becker, les inégalités de salaires refléteraient des différences d'aptitude individuelle¹⁷. La notion de capital humain repose sur une définition « très générale, puisqu'elle inclut les qualifications proprement dites (diplômes, ...), l'expérience et, plus généralement, toutes les caractéristiques individuelles qui ont un impact sur la capacité à s'intégrer au processus de production »¹⁸. Dans notre échantillon, la surreprésentation des hommes français parmi les cadres et dans le secteur des banques et assurances pourrait ainsi résulter de leur meilleur niveau de formation. De la même façon, la concentration des individus de

15. La construction d'un modèle économétrique oblige ainsi à vérifier pas à pas ces risques de colinéarité et à construire des catégories pertinentes, quitte à perdre de l'information – les critiques adressées aux regroupements et aux classifications opérés pour les besoins du traitement statistique en sont la preuve.

16. C. Baudelot note ainsi que ce débat révèle des logiques d'affrontement disciplinaire, entre économistes et sociologues, mais aussi des rapports sociaux de sexe, les partisans de la méthode *toutes choses égales par ailleurs* étant plus souvent des hommes.

17. Pour une discussion de la théorie du capital humain, voir T. PIKETTY, 2001, chap. 3 et P. CAHUC & A. ZYLBERBERG, 2004, chap. 5.

18. PIKETTY, T., 2001, p. 64.

nationalité tunisienne dans les espaces de travail donnant lieu aux plus forts *turn-over* et aux revenus les plus bas pourrait être le reflet d'un plus faible niveau de capital humain chez les étrangers. L'hétérogénéité des espaces de travail ne serait dès lors qu'une conséquence de la segmentation des qualifications, les plus aptes étant surreprésentés dans les postes les plus qualifiés et dans les secteurs qui exigent un niveau d'études et de compétences supérieur à la moyenne. En mettant l'accent sur les compétences individuelles, les analyses de Gary Becker ont suscité une forte hostilité des sociologues et historiens, soucieux de rappeler le rôle des facteurs institutionnels dans la construction du marché du travail et de la qualification. Chez les économistes, l'analyse du lien observé entre hétérogénéité de la main-d'œuvre et hétérogénéité du marché du travail a débouché sur la conception d'autres modèles d'interprétation, en particulier sur la théorie de la discrimination¹⁹.

Si les analyses en termes de capital humain peuvent déconcerter par le schéma d'analyse qu'elles proposent, elles n'en constituent pas moins un défi pour les chercheurs en sciences sociales, qui appellent autre chose qu'une réponse de principe. Le parti-pris adopté ici est celui de jouer le jeu de la méthode *toutes choses égales par ailleurs*, conçue comme une aide à l'interprétation et à la compréhension des phénomènes observés. En effet, la complexité des configurations historiques singulières rend impossible une interprétation immédiate de la réalité. Face aux résultats de l'analyse descriptive ou au récit des événements singuliers, le chercheur se trouve dans la situation de M. Tout-le-Monde²⁰ : il observe que des choses ont l'air, fréquemment, d'aller ensemble ; à partir de ces observations, il établit des recoupements et propose spontanément une interprétation historique et sociologique. De la corrélation, réelle ou supposée, à la causalité, il n'y a alors souvent qu'un pas. La constitution de l'histoire en discipline se fonde justement sur la mise en œuvre d'une méthode critique, qui vise à expliciter et à contrôler ce schéma d'interprétation²¹.

Dans cette entreprise de comparaison et d'interprétation du réel, la démarche statistique est une méthode parmi d'autres, qui présente l'avantage d'inciter le chercheur à expliciter les hypothèses qui sous-tendent son modèle interprétatif et à justifier son entreprise de catégorisation. La corrélation n'étant pas la causalité, l'interprétation des résultats ne dispense pas le chercheur de construire et d'explicitier le schéma causal qui peut rendre

19. ARROW, K., 1998.

20. Selon l'expression de Carl Becker (PROST, A., 1996, p. 304-306).

21. C'est justement le recours à la méthode critique qui fait la différence entre l'historien et M. Tout le Monde (PROST, A., 1996, *ibid.*).

compte des corrélations observées. Le recours au raisonnement statistique présente ainsi l'avantage d'éviter l'écueil de l'interprétation incontrôlée. Il permet également d'échapper au relativisme absolu et à un enfermement dans une simple description des configurations singulières. Certes, les relations observées à partir de configurations historiques singulières n'ont pas « de valeur universelle ; leur portée se borne aux types considérés »²². Les vérités établies par l'analyse statistique ne sont que des vérités partielles, qui valent seulement dans le cadre de l'échantillon et de la configuration historique analysée. Mais toute connaissance de la réalité reposant sur une représentation et sur une interprétation de la « réalité », cette exigence de contextualisation et de comparaison n'est pas propre au raisonnement statistique.

La méthode *toutes choses égales par ailleurs* répond ainsi dans notre travail à un usage principal : si les effets mesurés ne peuvent accéder au statut de lois générales et intemporelles, le recours aux outils statistiques permet de formaliser les intuitions formulées et de tester certaines hypothèses. En cela, l'analyse *toutes choses égales par ailleurs* ne constitue pas une méthode concurrente des analyses descriptives, mais plutôt une méthode complémentaire²³.

22. PROST, A., 1996, p. 206.

23. Nous reprenons ici le point de vue développé par F. DE NÉTUMIÈRES, 1997. Elle montre en particulier que l'analyse factorielle et la méthode de régression ne sont pas des méthodes opposées, mais qu'elles ne posent simplement pas la même question, l'analyse factorielle s'intéressant au « comment » et la régression au « pourquoi ». Voir aussi A. DESROSIÈRES, 2001. Ce mouvement d'aller-retour entre recherches d'effets « purs » et approches plus socio-économiques et institutionnalistes guide l'analyse très féconde des écarts de salaires liés au genre mise en œuvre par Rachel Silvera (SILVERA, R., 1996).

2. Des modèles de régression multivariée aux modèles multi-niveaux

Pour étudier les écarts de salaires des migrants de Tunisie, plusieurs modèles de régression sont mis en œuvre : ils visent à analyser la façon dont les salaires²⁴ varient en fonction de diverses caractéristiques, celles de l'individu, celles du poste qu'il occupe, celles de l'entreprise qui l'emploie et enfin celles de la conjoncture macro-économique globale²⁵. L'étude menée ici s'inspire de la méthode d'analyse des salaires élaborée par D. Goux et É. Maurin²⁶ pour surmonter certaines des difficultés suscitées par la mesure des écarts de salaires, l'originalité de leur démarche reposant moins sur la méthode d'analyse que sur la comparaison de plusieurs modèles successifs.

Les modèles de régression multivariée

Le premier modèle est un modèle simple de régression multivariée, le plus fréquemment mis en œuvre dans l'analyse des écarts de salaires.

Si l'on se fonde sur les résultats de ce modèle (présentés dans les trois premières colonnes du tableau – cf. Tableau 1), on note d'importants écarts de salaires selon les secteurs mais aussi selon le genre et la nationalité du salarié. *Toutes choses égales par ailleurs*, les femmes apparaissent ainsi comme moins payées que les hommes, de même que les Tunisiens sont

24. L'analyse porte sur les revenus salariaux annuels perçus par les individus de l'échantillon par cohortes de naissance. Par un effet de construction lié à la source utilisée, les revenus analysés sont uniquement des revenus salariaux, les seuls à être mentionnés dans les dossiers de retraite du régime salarié. On a donc éliminé du fichier les années pendant lesquelles l'individu a eu d'autres sources de revenus que ses seuls salaires, en particulier les années où il a perçu une indemnité de chômage ou de maladie ou lorsqu'une double activité lui a procuré des revenus complémentaires. Cette méthode permet d'éviter de sous-estimer les revenus annuels de l'individu. Conformément aux modèles traditionnellement mis en œuvre en économie, la régression est effectuée sur le logarithme du revenu salarial annuel, dont l'utilisation se fonde sur l'hypothèse d'un effet multiplicatif des variables explicatives entre elles.

25. Les variables de contrôle, qui ne sont pas toutes présentées dans ce tableau, sont, pour l'individu, son âge, son ancienneté sur le marché du travail français, sa situation matrimoniale ainsi que le nombre d'enfants ; les variables de contrôle relatives à l'entreprise sont la taille et le pourcentage d'étrangers parmi les effectifs ; quant aux variables décrivant la relation salariale, il s'agit de l'ancienneté dans l'entreprise et du poste occupé, codé selon la catégorie socioprofessionnelle correspondante. Enfin, l'année durant laquelle l'épisode d'emploi est effectué ainsi que le montant du SMIC mensuel permettent de mesurer l'effet du contexte macro-économique du moment. Le tableau complet, indiquant les effets estimés pour l'ensemble des variables, est présenté en annexe.

26. GOUX, D. & MAURIN, É., 1999.

moins payés que les Français de Tunisie. Ainsi, à emploi égal, les femmes perçoivent un revenu salarial annuel équivalent à un peu plus de 75 % du revenu masculin²⁷. Dans la « réalité », c'est-à-dire sans décomposer les effets respectifs de chaque variable, le salaire médian des femmes est équivalent, on l'a vu, à 70 % de celui perçu par les hommes de nationalité française. On peut donc en déduire que plus de 80 % de l'écart de salaire réellement observé seraient dus à un effet de discrimination « pure ».

Les résultats du premier modèle mettent également en lumière un phénomène de discrimination salariale lié à la nationalité, qui persiste après avoir contrôlé l'effet des autres variables incluses dans le modèle. *Toutes choses égales par ailleurs*, les revenus annuels perçus par les Tunisiens atteignent 85 % de ceux des migrants de Tunisie ayant la nationalité française²⁸. L'écart de salaires réellement observé entre les hommes français de naissance et les Tunisiens de 1960 à 1990 (cf. Figure 1) est beaucoup plus fort puisque les Tunisiens perçoivent en moyenne un salaire annuel équivalent à 68 % de celui des Français de naissance. La discrimination salariale n'expliquerait donc qu'un peu moins de la moitié de l'écart de salaire réellement observé. Contrairement aux écarts de salaires hommes-femmes, les différences de salaires en fonction de la nationalité semblent donc être moins un effet de discrimination qu'un effet de la position spécifique des étrangers sur le marché du travail, en termes de secteur d'activité et de poste de travail.

27. Pour les hommes, la régression estime le coefficient du genre à 0,2479, et fixe de façon conventionnelle le coefficient du sexe féminin à 0, les femmes étant la modalité de référence. On peut donc estimer que les femmes perçoivent un salaire inférieur d'environ 25 % à celui des hommes. Lorsque les coefficients sont petits, la valeur du coefficient donne en effet une bonne estimation de la variation de salaires observée entre les différentes modalités d'une variable. Ces possibilités de calcul rapide découlent des propriétés mathématiques des fonctions logarithmique et exponentielle. Ces estimations à partir des valeurs des coefficients ne sont cependant possibles que lorsque les coefficients sont inférieurs à 0,5. Pour calculer la valeur exacte de l'effet, il est nécessaire de calculer le rapport de probabilités, appelé odds ratio. Le rapport entre les coefficients estimés pour les hommes et pour les femmes est ainsi égal $e^0/e^{0,2479}$ soit 0,78 : le salaire des femmes est donc inférieur de 22 % à celui des hommes, ce qui est proche de l'estimation de 25 %.

28. L'effet de la variable « être de nationalité tunisienne » est en effet estimé à -0,15. Ce coefficient étant petit, on peut donc dire que le fait d'être de nationalité tunisienne fait baisser de 15 % le montant du salaire par rapport à la situation de référence, la nationalité française. Le calcul exact des odds ratio aboutit à une estimation proche. Pour les hommes de nationalité française, la régression estime le coefficient de la nationalité à 0, la référence étant la nationalité française. Le rapport entre les deux probabilités est ainsi égal à $e^{-0,1584}/e^0$ soit 0,85, ce qui est proche de l'effet estimé.

Tableau 1. Modèles de régression appliqués à l'analyse des écarts de salaires observés chez les individus de l'échantillon de migrants de Tunisie

variables	modèle de régression		modèle multi-niveaux			
	coeff.	Std.Error		coeff.	Std.Error	
constante	7,2791	1,3040	*	8,6956	1,3188	*
<i>sexe</i>						
homme	0,2479	0,0438	*	0,3221	0,1069	*
femme	ref.	ref.		ref.	ref.	
<i>nationalité</i>						
française	ref.	ref.		ref.	ref.	
française par acquisition	-0,0173	0,0459		-0,1762	0,1409	
italienne	0,2366	0,1104	*	0,0953	0,3160	
tunisienne	-0,1584	0,0425	*	-0,2452	0,1053	*
nationalité inconnue	-1,5030	0,3858	*	-1,6803	0,5098	*
<i>secteur d'activité</i>						
autre secteur	ref.	ref.		ref.	ref.	
bâtiment	-0,1614	0,0907	.	-0,0338	0,1247	
banque assurances immob.	0,1634	0,0818	*	0,0097	0,1235	
commerce restauration	0,1775	0,0753	*	0,1696	0,1052	
construction méca. et élect.	-0,1741	0,0798	*	-0,1637	0,1138	
hygiène santé ménage	-0,3114	0,0859	*	-0,3187	0,1180	*
interim et autre	-0,5984	0,1545	*	-0,6835	0,1616	*
services publics	-0,3216	0,0847	*	-0,1900	0,1232	
textile cuir habillement	-0,0685	0,0871		-0,0687	0,1194	
transports	0,0743	0,0927		-0,0346	0,1383	
secteur mixte	0,1249	0,1509		-0,0267	0,1663	
secteur inconnu	0,0395	0,0922		0,0110	0,1104	
<i>segment</i>						
segment primaire	ref.	ref.		ref.	ref.	
segment intermédiaire	-0,2275	0,0788	*	-0,2969	0,0902	*
segment secondaire	-0,1893	0,0689	*	-0,2107	0,0941	*
segment mixte	-0,2241	0,0879	*	-0,1853	0,0927	*
segment inconnu	-0,1455	0,0670	*	-0,0642	0,0778	

Source. Dossiers CNAV.

À cet effet de nationalité et de genre viennent en effet s'ajouter des écarts de revenus liés au secteur d'activité, qui ont eux aussi un effet significatif sur le montant du revenu salarial perçu. Ainsi le fait de travailler dans le secteur de l'hygiène-santé-ménage conduit *toutes choses égales par ailleurs* à percevoir des revenus inférieurs à ceux perçus dans le secteur « autre ». Or, la main-d'œuvre de ce secteur est essentiellement composée de femmes et de Tunisiens. Les écarts de salaire, réellement observés, entre hommes et femmes et entre Tunisiens et Français résultent donc d'une combinaison de ces effets de genre, de nationalité et de secteur.

Selon les estimations du premier modèle de régression, si l'on additionne l'effet de discrimination pure et l'effet sectoriel, les femmes qui travaillent dans l'hygiène percevraient des revenus salariaux équivalents à 57 % de ceux perçus par un homme travaillant dans l'imprimerie²⁹. Un ouvrier tunisien de l'hygiène touche 62 % du revenu salarial d'un ouvrier français de l'imprimerie³⁰ ; de même, un ouvrier tunisien de la construction mécanique touche, à poste égal, 30 % de moins qu'un ouvrier français de l'imprimerie³¹. On voit ainsi comment discrimination « pure » et effet de secteur se conjuguent pour aboutir à de forts écarts de revenus salariaux.

L'utilisation d'un modèle économétrique nécessite cependant de bien comprendre les hypothèses qui le sous-tendent. Ce modèle couramment utilisé est-il le plus approprié pour analyser nos données ? Dans le cas de nos données sur les revenus salariaux, l'utilisation d'une régression multivariée risque de conduire à des erreurs d'analyse. Les modèles économétriques classiques reposent en effet sur une hypothèse d'indépendance des événements observés : par conséquent, dans notre premier modèle, chaque revenu annuel est traité comme un événement indépendant des autres revenus salariaux. Or, cette hypothèse d'indépendance des événements est violée par la structure de nos données. Un même individu perçoit en effet plusieurs

29. Le coefficient du secteur de l'hygiène est estimé à -0,3114, celui de l'imprimerie, classé dans « autre secteur » est fixé à 0. Le coefficient du genre est estimé à 0,2479 pour les hommes et à 0 pour les femmes. Le revenu salarial d'une femme de l'hygiène est donc équivalent à 57 % ($e^{0,2479}/e^{-0,3114} = 0,57$) du revenu d'un homme travaillant dans l'imprimerie.

30. Le coefficient estimé pour un individu de nationalité tunisienne est de -0,1584, celui de l'hygiène de -0,3114. Ceux d'un individu de nationalité française sont fixés à 0. L'écart de salaire entre les deux est donc de $e^{-0,1584-0,3114}/e^0=0,62$.

31. La probabilité pour un ouvrier français de l'imprimerie est estimée à $e^{0,2479}$. Celle d'un ouvrier tunisien de sexe masculin travaillant dans la construction mécanique est estimée à $e^{0,2479-0,1584-0,1741}$. Le rapport entre les deux, ou odds ratio, est de 0,71.

revenus annuels : en moyenne, dans notre échantillon, on observe un peu plus d'une quinzaine de revenus annuels par individu³².

Supposons, par exemple, que certains individus aient eu une scolarité moins longue que les autres ou encore que certains aient connu, dans leur enfance, des carences alimentaires qui ont rendu leur santé fragile. Ces caractéristiques, ou toute autre raison qu'on voudra invoquer, peuvent avoir des effets sur leur productivité et, partant, sur leurs revenus salariaux. Or, la durée de scolarité et l'état de santé sont des variables inobservées, parce que non mentionnées par nos sources. Si ces caractéristiques non observées ne sont pas réparties également dans toutes les catégories introduites dans le modèle, les effets estimés risquent d'être mal interprétés. À supposer que, pour diverses raisons, les individus qui travaillent dans l'hygiène aient davantage de problèmes de santé que les autres³³ et que, de ce fait, leurs revenus soient diminués par leur faible productivité, ce qu'on perçoit comme un effet du secteur risque de n'être en fait que le résultat de ces caractéristiques individuelles non observées. De même, le fait que les salaires soient plus élevés dans la banque que dans la construction mécanique peut très bien résulter de différences non observées de compétences entre les salariés qui composent ces secteurs. En raison de l'absence de contrôle sur les individus, l'estimation des écarts de salaires risque ainsi d'être biaisée. Le premier modèle mis en œuvre trouve ici ses limites. Les modèles de régression multi-niveaux permettent toutefois d'échapper à cet écueil, dans la mesure où ils prennent davantage en considération l'hétérogénéité non observée liée à l'individu.

Les modèles multi-niveaux

Chaque individu effectue au cours de sa carrière plusieurs épisodes d'emploi. Les différents épisodes d'emploi sont donc dépendants d'un niveau d'observation plus large, celui de l'individu. L'intérêt des modèles multi-niveaux³⁴ est qu'ils permettent de tenir compte de l'emboîtement de ces différentes échelles d'observation. En contrôlant davantage la variabilité individuelle, les modèles multi-niveaux conduisent à des conclusions quelque peu différentes de celles tirées du premier modèle.

32. Les 2 707 revenus salariaux annuels qui composent le fichier de salaires sont perçus par 175 individus différents.

33. Peu importe ici que cette surreprésentation des individus ayant des problèmes de santé soit un effet du hasard ou un effet de concentration des travailleurs les moins productifs dans certains secteurs. Dans les deux cas, les effets estimés sont biaisés.

34. Pour une présentation de la méthode multi-niveaux, on se reportera aux travaux de D. Courgeau, en particulier à D. COURGEAU & B. BACCAINI, 1997.

La mise en œuvre d'un modèle multi-niveaux (cf. Tableau 1)³⁵ aboutit en effet à une quasi-disparition des écarts liés au secteur d'activité. Par rapport au secteur « autre », seuls deux secteurs, l'hygiène et l'intérim, continuent à avoir un effet statistiquement observable sur les revenus salariaux perçus par les individus de notre échantillon. Le maintien d'écarts salariaux dans ces deux secteurs tient sans doute à leurs particularités, notamment à la fréquence du recours au temps partiel et à la nature intermittente du travail intérimaire. En dehors de ces deux cas particuliers, le fait d'appartenir à tel ou tel secteur ne fait pas baisser significativement les revenus³⁶. Par conséquent, ce qui apparaissait, dans le modèle 1, comme des différences intersectorielles³⁷ de salaires n'était en réalité que l'effet d'une hétérogénéité non observée des individus.

Ces résultats rejoignent les conclusions établies par D. Goux et É. Maurin pour l'ensemble du marché du travail français dans les années 1990 : les écarts intersectoriels de salaires, souvent présentés comme une constante des marchés du travail³⁸, sont largement surestimés. Ils résultent en quelque sorte d'une illusion d'optique, liée à la méthode de mesure : « l'importance et la persistance des écarts intersectoriels de salaires, mesurés à partir de données transversales, sont en fait en grande partie dues à des différences non mesurées de qualité de la main-d'œuvre »³⁹. L'intérêt d'une analyse des salaires à partir de données nominatives est manifeste : en permettant de

35. La régression sur les salaires a été effectuée avec la fonction `lme` du logiciel de statistique R, en utilisant la méthode de maximum de vraisemblance restreinte. Cette fonction est équivalente à la procédure `proc Mixed` du logiciel SAS. Pour une mise en œuvre des modèles multi-niveaux avec R, on se reportera à la documentation élaborée par J. Fox, *An R and S-PLUS Companion to Applied Regression*, annexe « linear mixed models », 2002 (<http://cran.r-project.org/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-mixed-models.pdf>).

36. Les autres secteurs ont perdu leur astérisque ; leurs effets estimés ne sont donc pas significatifs.

37. Les résultats des tests deux à deux effectués sur l'ensemble des secteurs font ainsi apparaître une réduction systématique des écarts de salaires liés au secteur à chaque changement de modèle. Les écarts tendent ainsi à se réduire, à l'exception du commerce-restauration qui, lorsqu'il est le secteur de référence, conserve un effet positif sur les salaires dans les modèles 2 et 3.

38. Voir, par exemple, A. BAYET & D. DEMAILLY, 1996a et 1996b ; l'enquête rétrospective montre que la hiérarchie sectorielle des salaires est restée stable entre 1976 et 1984, les secteurs les mieux payés étant ceux qui présentent la main-d'œuvre la plus qualifiée, comme les banques et assurances, tandis que la base de la hiérarchie est composée par les secteurs soumis à de fortes contraintes du marché et utilisant une main-d'œuvre faiblement qualifiée, comme la restauration ou l'industrie textile.

39. « The size and persistence of interindustry differentials measured on cross-sectional data are chiefly due to differences in unmeasured labor quality » (GOUX, D. & MAURIN, É., 1999, p. 505).

mieux prendre en compte les caractéristiques liées à l'individu, elle conduit à voir sous un jour nouveau les facteurs qui interviennent dans l'apparition des écarts de salaires.

En revanche, les écarts liés au segment du marché du travail restent significatifs⁴⁰. Notre définition des segments s'inspire des théories du dualisme du marché du travail, développées par Piore et Doeringer. Elle reprend la distinction traditionnelle entre un segment primaire, constitué d'emplois relativement stables et bien rémunérés, et un segment secondaire, composé d'emplois instables et mal rémunérés, en leur adjoignant un troisième segment, celui des petites entreprises, qualifiées de segment intermédiaire et dont les emplois relativement stables donnent lieu à de fortes variations salariales. Cette distinction apparaît centrale dans la formation des inégalités salariales : dans le premier modèle, comme dans le deuxième, le fait d'être employé par une entreprise du segment secondaire ou du segment intermédiaire donne lieu à des revenus inférieurs d'environ 20 % aux salaires offerts par les entreprises du primaire⁴¹.

De la même façon, le modèle 2 ne fait pas disparaître les différences de salaires liées à l'état civil. *Toutes choses égales par ailleurs*, les femmes et les Tunisiens apparaissent toujours comme moins bien payés que les hommes de nationalité française. Selon les résultats du second modèle, les femmes perçoivent, *toutes choses égales par ailleurs*, un salaire équivalent à 72 % du salaire masculin⁴², ce qui est assez proche des estimations du premier modèle. Pour les effets liés à la nationalité, les écarts dus à une discrimination pure tendent même à se renforcer : les Tunisiens toucheraient à poste égal 77 % du salaire d'un Français de naissance⁴³. La persistance de cet effet lié à l'état civil suffit-elle à prouver l'existence de véritables méca-

40. L'introduction de la variable du segment de marché n'induit pas de risque de colinéarité avec les autres variables de description de l'entreprise, dans la mesure où cette variable ne constitue pas un strict équivalent du secteur d'activité ; chaque secteur d'activité comporte en effet en son sein des entreprises rattachées à divers segments, selon leur taille ou le pourcentage de travailleurs étrangers qu'elles emploient. Les risques de colinéarité ont en outre été contrôlés par l'observation des variations des coefficients après l'ajout de toute nouvelle variable.

41. Les coefficients estimés pour les segments secondaire et intermédiaire varient respectivement, selon le modèle, entre -0,19 et -0,21 et entre -0,22 et -0,29.

42. $e^0/e^{0,3221}$.

43. $e^{-0,2542}/e^0$.

nismes de discrimination ? Il semble plutôt que la prudence s'impose dans l'interprétation de ces effets « purs »⁴⁴.

Les limites de l'approche toutes choses égales par ailleurs pour l'analyse de la discrimination salariale

À partir des données dont nous disposons, il est difficile de rejeter catégoriquement l'hypothèse selon laquelle les écarts de salaires persistants seraient l'effet de différences de « capital humain ». En effet, pour réfuter les approches en termes de capital humain, il faudrait être en mesure de disposer de variables décrivant ces différences et montrer qu'elles n'ont pas d'effet statistique. Or, les variables recueillies ont essentiellement trait à l'expérience professionnelle acquise dans l'entreprise et sur le marché du travail français. Ces deux variables ont bien un effet sur le montant des revenus salariaux, ceux-ci augmentant avec l'ancienneté dans l'entreprise et sur le marché du travail (cf. Tableau 3). Mais rien ne dit qu'elles capturent toutes les différences de « capital humain ». En particulier, les données recueillies ne comportent aucune information sur le niveau d'études, sur la maîtrise de la langue française pour les Tunisiens, ni même sur l'éventuelle « motivation » au travail de l'individu.

Dans ces conditions, on peut toujours opposer à l'interprétation en termes de discrimination ou en termes de construction du marché du travail une interprétation en termes de capital humain : si les femmes et les Tunisiens perçoivent des revenus salariaux inférieurs à ceux des nationaux de sexe masculin, ce pourrait être parce qu'ils présentent des caractéristiques individuelles qui les rendraient moins productifs que les hommes de nationalité française, expliquant ainsi leur concentration dans les secteurs et les segments les moins bien rémunérés. En l'état de nos données, il est nécessaire d'inventer des dispositifs d'enquête capables de montrer que l'hétérogénéité du marché du travail n'est pas liée à des différences de compétences individuelles.

44. Sur les difficultés d'interprétation de l'hétérogénéité des salaires et sur la question de la discrimination salariale, voir P. CAHUC & A. ZYLBERBERG, 2004, p. 280-295.

3. Contrôler les effets d'endogénéité

La méthode employée par D. Goux et É. Maurin offre une fois encore une piste pour explorer ces questions. L'idée sur laquelle ils se fondent est la suivante : en mettant en œuvre une régression multi-niveaux qui porte uniquement sur les individus qui changent de secteur d'activité, il est possible de neutraliser les effets d'endogénéité entre type de main-d'œuvre et type d'activité économique. Même si les caractéristiques non observées des individus ne sont pas également réparties dans l'ensemble des secteurs, par exemple si les individus à la santé la plus fragile ou à la scolarité la moins longue sont surreprésentés dans l'hygiène, l'observation des seuls individus mobiles permet de ne pas attribuer les caractéristiques des individus à leur secteur d'activité, puisque, justement, ils en ont changé.

En s'inspirant de leur démarche⁴⁵, deux nouveaux modèles successifs ont ainsi été appliqués à nos données. Le modèle 3 porte sur les revenus perçus par les 69 individus qui ont changé, au cours de leur vie active, de secteur d'activité⁴⁶ ; le modèle 4 développe la même analyse pour les 31 individus qui ont changé de segment⁴⁷. Les phénomènes de mobilité intersectorielle concernent donc 40 % des individus de l'échantillon générationnel, les changements de segment un peu plus de 17 % d'entre eux. En raison du faible nombre d'individus concernés, le modèle 4, le plus fragile, n'est présenté ici qu'à titre exploratoire.

Si les résultats montrent une persistance de l'effet de la nationalité et du genre, on pourra conclure à une forte présomption de discrimination salariale « pure ». De la même façon, si les écarts entre segments tendent à disparaître, c'est que ceux observés entre les différents segments dans le modèle 2 (cf. Tableau 1) étaient principalement dus à des différences de capital humain entre les hommes de nationalité française d'une part et les femmes et les Tunisiens d'autre part ou en d'autres mots, à une hétérogénéité non observée de la main-d'œuvre.

45. La démarche suivie s'inspire de l'idée centrale présentée par D. Goux & É. Maurin, sans mettre exactement en œuvre leurs modèles économétriques.

46. Le modèle 3 est un modèle de régression multi-niveaux conduit sur 1 137 revenus salariaux annuels perçus par ces 69 individus.

47. Le modèle 4 est une régression multi-niveaux menée sur 476 revenus salariaux annuels perçus par les 31 individus de l'échantillon générationnel qui changent non seulement de secteur, mais aussi de segment en cours de carrière.

Les écarts de salaires : un effet des espaces de travail

Tableau 2. Modèles de régression appliqués à l'analyse des écarts de salaires observés au sein de l'échantillon de migrants de Tunisie

variables	modèle 3			modèle 4		
	coeff.	écart-type		coeff.	écart-type	
constante	7,194	1,930	*	8,028	3,029	*
sexe						
homme	0,141	0,102		ref.	ref.	
femme	ref.	ref.		-0,382	0,196	
nationalité						
française	ref.	ref.		ref.	ref.	
française par acquisition	-0,102	0,107		-0,266	0,332	
tunisienne	-0,142	0,095		-0,379	0,186	
secteur d'activité						
autre secteur	ref.	ref.		ref.	ref.	
bâtiment	0,061	0,160		0,053	0,286	
banque assurances immobilier	0,043	0,166		-0,117	0,301	
commerce restauration	0,239	0,135		0,203	0,227	
construction mécanique et électrique	-0,049	0,152		-0,091	0,253	
hygiène santé ménage	-0,209	0,150		-0,586	0,217	*
interim et autre	-0,484	0,185	*	-0,544	0,352	
services publics	-0,071	0,148		-0,321	0,229	
textile cuir habillement	-0,057	0,150		-0,208	0,235	
transports	-0,040	0,213		-0,028	0,372	
secteur mixte	-0,037	0,179		-0,160	0,278	
secteur inconnu	0,191	0,157		0,238	0,245	
segment						
segment primaire	ref.	ref.				
segment intermédiaire	-0,330	0,122	*	-0,588	0,201	*
segment secondaire	-0,391	0,118	*	-0,384	0,195	*
segment mixte	-0,420	0,138	*	-0,397	0,188	*
segment inconnu	-0,165	0,118		-0,249	0,202	

Source. Dossiers CNAV.

Le Tableau 2 présente les résultats de cette comparaison⁴⁸. Il montre que les écarts de revenus salariaux liés au genre et à la nationalité ne sont plus significatifs. *Toutes choses égales par ailleurs*, parmi les individus mobiles, les femmes et les Tunisiens ne sont pas moins bien payés que les Français. Les écarts observés entre hommes et femmes et entre Tunisiens et Français dans les configurations réelles ne sont donc pas nécessairement l'effet d'une discrimination salariale « pure » ; ils s'expliquent plutôt par les caractéristiques spécifiques – observées ou non – que présentent les individus et les entreprises qui recourent à une main-d'œuvre féminine et étrangère.

Cette conclusion reste cependant fragile : dans le modèle mené sur les individus qui changent de segment (modèle 4), la nationalité et le genre sont presque significatifs⁴⁹, avec des effets proches de ceux observés dans les premiers modèles : si l'on considère les coefficients du genre et de la nationalité comme significatifs, le salaire des femmes et des Tunisiens atteindrait 68 % du salaire des hommes de nationalité française. Effet de discrimination pure, effet du modèle⁵⁰ ? Les conclusions relatives à un éventuel effet « pur » de l'état civil varient selon le modèle mis en œuvre : leur fragilité montre les difficultés pour mettre en évidence empiriquement les phénomènes de discrimination salariale.

En revanche, les écarts de revenus salariaux liés au segment restent significatifs. Les variations de salaires dues au segment apparaissent même renforcées. À poste égal, les salaires du segment secondaire atteignent seulement 67 %⁵¹ des salaires du primaire. De même, les salaires de l'intermédiaire sont inférieurs de 30 % aux salaires du primaire. L'effet de l'espace de travail sur le niveau de salaires s'en trouve confirmé et il s'agit bien ici d'un effet « pur » : une fois contrôlé l'effet des autres variables, le segment intermédiaire et le segment secondaire apparaissent, dans tous les modèles testés, comme moins rémunérateurs que le segment primaire. L'analyse

48. Ces deux modèles intègrent les mêmes variables de contrôle que celles qui ont été prises en compte pour les deux précédents modèles. Les coefficients estimés pour l'ensemble de ces variables sont présentés en annexe.

49. Le test indique que l'on pourrait dire que la nationalité et le genre ont un effet significatif avec une probabilité de se tromper de 6 % dans le cas du genre et de 5,2 % dans le cas des Tunisiens.

50. Étant donné le faible nombre d'individus observés dans le dernier modèle (31 individus), les résultats du modèle 4 sont à prendre avec précaution. Il n'est en particulier pas exclu que les variables de genre et de nationalité aient capturé les différences d'ancienneté dans l'entreprise ou sur le marché du travail, qui ont perdu leur significativité.

51. $e^{-0,391}/e^0$.

étant menée sur les individus qui ont changé de secteur et de segment au cours de leur vie active, on peut écarter l'hypothèse selon laquelle le niveau relativement élevé des salaires dans le segment primaire serait lié aux caractéristiques propres des individus qui le composent. Si les écarts intersectoriels de salaires sont liés à une illusion d'optique, l'effet du segment persiste, quel que soit le modèle envisagé ; il souligne le rôle central joué par la segmentation du marché du travail dans la construction des inégalités salariales, confortant ainsi les approches institutionnalistes du marché du travail.

*

Les méthodes d'analyse multi-niveaux constituent ainsi un instrument utile pour affiner notre réflexion sur les inégalités salariales. Elles soulignent l'intérêt du recours à des données quantitatives qui tiennent compte des différentes échelles d'analyse en reliant les données sur les épisodes d'emploi avec les informations sur les trajectoires professionnelles et familiales des salariés et avec les principales caractéristiques des entreprises qui les emploient, en particulier le segment de marché. L'analyse des écarts de salaires chez les migrants de Tunisie tend en effet à confirmer l'influence des espaces de travail sur les inégalités salariales. Elle montre également que cette influence s'exerce au niveau des segments de marché plus qu'au niveau du secteur d'activité. Dans cette perspective, la constitution de vastes bases de données appariées employeurs-employés constitue une piste prometteuse pour mettre au jour, à une plus large échelle, les effets des espaces de travail sur les différences de salaires. Telle est en particulier la voie ouverte par les travaux de D. Goux et d'É. Maurin et par ceux de F. Kramarz⁵².

En dépit des avancées permises par les modèles multi-niveaux, il n'est pas sûr qu'ils permettent de résoudre totalement les problèmes d'hétérogénéité non observée et d'endogénéité. Comme le soulignent P. Cahuc et A. Zylberberg⁵³, le raisonnement *toutes choses égales par ailleurs* ap-

52. L'étude de D. Goux et É. Maurin repose ainsi sur l'analyse de données appariées employeurs-employés et comporte une exploration des effets d'entreprise, non présentée ici. L'analyse de ces effets d'entreprise, fondée sur le même type de données, est également au centre des nouvelles méthodes d'analyse des salaires conçues par John M. Abowd et Francis Kramarz (ABOWD J. & KRAMARZ J., 1996 ou ABOWD, J. & al., 2000).

53. Cahuc, P. & Zylberberg, A., 2004, p. 286-288. De la même façon, les critiques formulées par M. Smith à l'encontre des théories néo-institutionnalistes n'ont pas pour objet de nier l'intérêt de ces approches, mais d'insister sur la nécessité de concevoir des dispositifs

pliqué à la mesure des discriminations salariales se heurte à des problèmes d'interprétation difficilement surmontables, qui nécessitent de concevoir de nouveaux outils d'analyse. À cet égard, la méthode des variables instrumentales rencontre chez les économistes un succès croissant qui va de pair avec une critique radicale des modèles de régression. Pour les historiens et les sociologues, qui commencent à se familiariser avec ces méthodes, ces critiques interviennent au plus mauvais moment et l'on peut craindre qu'à la faveur du renouvellement des méthodes, les économistes ne prennent une nouvelle longueur d'avance sur les autres sciences sociales, confortant ainsi leur suprématie disciplinaire. On le voit, les débats disciplinaires et scientifiques sur le choix des méthodes sont loin d'être clos.

de recherche capables de mettre en valeur et de mesurer l'effet des variables institutionnelles (SMITH, M., 1990).

Bibliographie

- ABOWD, John & KRAMARZ, Francis, « Les politiques salariales : Individus et Entreprises », *Revue économique*, mai 1996, n° 47, p. 611-622.
- ABOWD, John, KRAMARZ, Francis, MARGOLIS, David & TROSKE, Kenneth, « Politiques salariales et performance des entreprises : une comparaison France/États-Unis », *Économie et Statistique*, vol. 332-333, n° 2-3, 2000, p. 27-38.
- ARROW, Kenneth, « What has economics to say about racial discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, 1998, 12, n° 2, p. 91-100.
- BAUDELLOT, Christian, *L'évolution individuelle des salaires 1970-1975*, Paris, Collections de l'INSEE, série M, n° 102-103, 1983.
- BAYET, Alain & DEMAILLY, Dominique, « Salaires et coûts : 45 ans d'évolution », *INSEE Première*, mai 1996a, n° 449.
- BAYET, Alain & DEMAILLY, Dominique, « La hiérarchie des salaires », *INSEE Première*, septembre 1996b, n° 487.
- BRUNO, Anne-Sophie, *Les chemins de la mobilité. Migrants de Tunisie et marché du travail parisien depuis 1956*, éd. de l'EHESS, 2010.
- CAHUC, Pierre & ZYLBERBERG, André, *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge Mass., 2004.
- COURGEAU, Daniel & BACCAINI, Brigitte, « Analyse multi-niveaux en sciences sociales », *Population*, 1997, 4, p. 831-864.
- DESROSIÈRES, Alain, « Entre réalisme métrologique et conventions d'équivalence : les ambiguïtés de la sociologie quantitative », *Genèses*, 43, juin 2001, p. 112-127.
- GOUX, Dominique & MAURIN, Éric, « Persistence of inter industry wage differentials: A reexamination using matched work-firm panel data », *Journal of Labor Economics*, juillet 1999, 17, p. 492-533.
- MARUANI, Margaret, *Travail et emploi des femmes*, Paris, La Découverte, coll. « Repères », 2000.
- NÉTUMIÈRES, Félicité de, « Méthodes de régression et analyse factorielle », *Histoire & Mesure*, volume XII, n° 3-4, 1997, p. 271-298.
- PASSERON, Jean-Claude, *Le raisonnement sociologique. Un espace non poppérien de l'argumentation*, Paris, Albin Michel, 2006.
- PIKETTY, Thomas, *L'économie des inégalités*, Paris, La Découverte, Repères, 2001.
- PROST, Antoine, *Douze leçons sur l'histoire*, Paris, Seuil, « Points », 1996.
- SILVERA, Rachel, *Le salaire des femmes : toutes choses inégales... Les discriminations salariales en France et à l'étranger*, Paris, La Documentation Française, 1996.
- SMITH, Michael R., « What is New in 'New Structuralist' Analyses of Earnings? », *American Sociological Review*, 1990, vol. 55, n° 6, p. 827-841.

Annexes

Tableau 3. Résultats complets de la régression multivariée et de la régression multi-niveaux menées sur l'ensemble des salaires annuels perçus par les individus de l'échantillon CNAV

variables	modèle simple			modèle multiniveaux d'ensemble			
	coeff.	Std.Error	p-value	coeff.	Std.Error	p-value	significativité
constante	7,2791	1,3040	0,00000	8,6956	1,3188	0,0000	*
<i>sexe</i>							
homme	0,2479	0,0438	0,00000	0,3221	0,1069	0,0030	*
femme	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
<i>nationalité</i>							
française	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
française par naturalisation	-0,0173	0,0459	0,70717	0,1762	0,1409	0,2128	
italienne	0,2366	0,1104	0,03227	0,0953	0,3160	0,7633	*
tunisienne	-0,1584	0,0425	0,00020	0,2452	0,1053	0,0210	*
nationalité inconnue	-1,5030	0,3858	0,00010	1,6803	0,5098	0,0012	*
<i>situation matrimoniale</i>							
maré	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
célibataire	-0,0557	0,0577	0,33458	0,0666	0,0748	0,3732	
autre situation matrimoniale	0,0603	0,0676	0,37270	0,1377	0,0946	0,1458	
inconnue	-0,4794	0,1331	0,00032	0,6629	0,1737	0,0001	*

<i>nombre d'enfants</i>										
pas d'enfant										
1 enfant	-0,0217	0,0594	0,71484	0,0329	0,0837	0,6944				
2 enfants	-0,0729	0,0580	0,20860	0,0446	0,0784	0,5695				
3 ou 4 enfants	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.				
5 enfants et plus	-0,0145	0,0430	0,73539	0,0264	0,0653	0,6865				
nombre d'enfants inconnu	-0,0690	0,0525	0,18877	0,0265	0,0810	0,7431				
	0,4068	0,1386	0,00336	0,5871	0,1917	0,0022				*
<i>âge</i>										
moins de 35 ans										
de 35 à 39 ans	-0,0351	0,0548	0,52109	0,0495	0,0558	0,3752				
de 40 à 44 ans	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.				
de 45 à 49 ans	-0,1241	0,0496	0,01244	0,0943	0,0486	0,0523				
de 50 à 54 ans	-0,1682	0,0541	0,00188	0,1028	0,0624	0,0995				
plus de 55 ans	-0,0745	0,0582	0,20059	0,0007	0,0769	0,9922				
	-0,1779	0,0658	0,00694	0,0344	0,0984	0,7270				
<i>poste</i>										
patron										
cadre supérieur	0,6131	0,1282	0,00000	0,6445	0,1573	0,0000				*
cadre moyen	0,3746	0,0958	0,00010	0,2977	0,1155	0,0100				*
employé	0,3034	0,0938	0,00123	0,3949	0,1073	0,0002				*
contremaître	0,2614	0,0916	0,00436	0,3442	0,1061	0,0012				*
ouvrier qualifié	0,3470	0,1189	0,00356	0,3182	0,1382	0,0214				*
ouvrier spécialisé	0,1842	0,0826	0,02586	0,3376	0,0995	0,0007				*
ouvrier non qualifié	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.				
inconnu	-0,0174	0,0863	0,84043	0,1466	0,0977	0,1338				*
	0,1544	0,0825	0,06134	0,2349	0,0935	0,0121				*

<i>ancienneté dans l'entreprise</i>										
moins de 2 ans	-0,2321	0,0871	0,00778	**	0,2481	0,0835	0,0030	*		
de 2 à 5 ans	-0,1916	0,0743	0,00992	**	0,1620	0,0700	0,0207	*		
de 5 à 10 ans	-0,1489	0,0701	0,03371	*	0,1305	0,0646	0,0436	*		
plus de 10 ans	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.			
inconnue	-0,4561	0,0677	0,00000	***	0,4195	0,0748	0,0000	*		
<i>durée de l'activité professionnelle en France</i>										
moins de 5 ans d'activité prof.	-0,0665	0,0519	0,20018		0,1113	0,0562	0,0479	*		
de 5 à 10 ans d'activité prof.	-0,0107	0,0416	0,79778		0,0328	0,0406	0,4202			
de 10 à 15 ans d'activité prof.	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.			
de 15 à 20 ans d'activité prof.	0,0594	0,0432	0,16876		0,0589	0,0418	0,1593			
plus de 20 ans d'activité prof.	0,1136	0,0500	0,02323	*	0,1248	0,0605	0,0394	*		
<i>secteur d'activité</i>										
autre secteur	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.			
bâtiment	-0,1614	0,0907	0,07539	.	0,0338	0,1247	0,7861			
banque assurances immob.	0,1634	0,0818	0,04599	*	0,0097	0,1235	0,9376			
commerce restauration	0,1775	0,0753	0,01849	*	0,1696	0,1052	0,1072			
construction méca. et élect.	-0,1741	0,0798	0,02922	*	0,1637	0,1138	0,1505			
hygiène santé ménage	-0,3114	0,0859	0,00030	***	0,3187	0,1180	0,0069	*		
interim et autre	-0,5984	0,1545	0,00011	***	0,6835	0,1616	0,0000	*		
services publics	-0,3216	0,0847	0,00015	***	0,1900	0,1232	0,1231			
textile cuir habillement	-0,0685	0,0871	0,43165		0,0687	0,1194	0,5650			
transports	0,0743	0,0927	0,42310		0,0346	0,1383	0,8025			
secteur mixte	0,1249	0,1509	0,40787		0,0267	0,1663	0,8722			
secteur inconnu	0,0395	0,0922	0,66818		0,0110	0,1104	0,9209			

<i>segment</i>	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
segment primaire									
segment intermédiaire	-0,2275	0,0788	0,00392	**	0,2969	0,0902	0,0010	*	
segment secondaire	-0,1893	0,0689	0,00609	**	0,2107	0,0941	0,0253	*	
segment mixte	-0,2241	0,0879	0,01084	*	0,1853	0,0927	0,0458	*	
segment inconnu	-0,1455	0,0670	0,02999	*	0,0642	0,0778	0,4090		
<i>taille de l'entreprise</i>									
de 1 à 9 salariés	-0,1624	0,1167	0,16428		0,1854	0,1293	0,1517		
de 10 à 49 salariés	-0,0305	0,1090	0,77967		0,1841	0,1180	0,1188		
de 50 à 99 salariés	0,1708	0,1005	0,08916		0,3240	0,1146	0,0047	*	
de 100 à 249 salariés	0,0856	0,0966	0,37584		0,2804	0,1065	0,0085	*	
de 250 à 499 salariés	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.		
plus de 500 salariés	0,1441	0,0815	0,07712		0,2311	0,0933	0,0133	*	
entreprises de taille différente	-0,1538	0,1017	0,13046		0,2779	0,1090	0,0108	*	
taille inconnue	-0,1501	0,0938	0,10982		0,0188	0,1018	0,8533		
<i>pourcentage d'étrangers</i>									
moins de 5% d'étrangers	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.		
de 5 à 15% d'étrangers	0,1981	0,0537	0,00023	***	0,1860	0,0720	0,0099	*	
de 15 à 30% d'étrangers	0,2062	0,0692	0,00290	**	0,2438	0,0886	0,0060	*	
de 30 à 50% d'étrangers	0,2322	0,0683	0,00068	***	0,0896	0,0929	0,3349		
de 50 à 70% d'étrangers	0,1905	0,0801	0,01741	*	0,1337	0,1013	0,1869		
plus de 70% d'étrangers	0,1778	0,0814	0,02903	*	0,1441	0,1154	0,2120		
pourcentage inconnu	-0,0126	0,0496	0,79929		0,0543	0,0691	0,4319		

<i>années</i>									
années 1950	ref. 1,0744	ref. 0,0868	ref. < 2e-16	***	ref. 1,0626	ref. 0,0813	ref. 0,0000	*	
années 1960	0,9178	0,1264	0,00000	***	0,9530	0,1175	0,0000	*	
années 1971-1975	0,7501	0,1515	0,00000	***	0,7697	0,1389	0,0000	*	
années 1976-1980	0,8858	0,1688	0,00000	***	0,9275	0,1558	0,0000	*	
années 1981-1985	0,8363	0,1798	0,00000	***	0,8618	0,1683	0,0000	*	
années 1986-1990	0,5378	0,1930	0,00536	**	0,5936	0,1834	0,0012	*	
<i>salaires minimum</i>									
log(smic mensuel)	0,3939	0,1648	0,01691	*	0,1737	0,1637	0,2886		

Source : échantillon CNAV)

modèle 1 Residuals : Min 1Q Median 3Q Max -5.5255 -0.1357 0.1220 0.3444
1.4574

Residual standard error : 0.6524 on 2637 degrees of freedom

Multiple R-Squared : 0.339, Adjusted R-squared : 0.3217

F-statistic : 19.6 on 69 and 2637 DF, p-value : $< 2.2e-16$

modèle 2 Linear mixed-effects model fit by REML

Data : salaires2

AIC BIC logLik

5343.945 5767.117 -2599.972

Random effects :

Formula : 1 | numerosecu

(Intercept) Residual

StdDev : 0.4967375 0.5676912

Standardized Within-Group Residuals :

Min Q1 Med Q3 Max

-8.5202977 -0.1657647 0.1576023 0.4724591 3.2692911

Number of Observations : 2707

Number of Groups : 175

Tableau 4. Résultats complets des régressions multi-niveaux menées sur les salaires annuels perçus par les individus de l'échantillon ayant changé de secteur d'activité ou de segment

Variables	modèle mené sur les individus ayant changé de secteur				modèle menés sur les individus ayant changé de segment			
	coeff.	Std.Error	p-value	significativité	coeff.	Std.Error	p-value	significativité
Constante	7,1941	1,92979	0,00020	*	8,02780	3,02923	0,00838	*
Sexe								
homme	0,1407	0,10189	0,17192		ref.	ref.	ref.	
femme	ref.	ref.	ref.		-0,38227	0,19620	0,06225	
Nationalité								
Française	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.	
française par naturalisation	0,1024	0,10666	0,34079		-0,26557	0,33208	0,43112	
Italienne	-	-	-		-	-	-	
tunisienne	0,1425	0,09543	0,14029		-0,37885	0,18582	0,05176	
nationalité inconnue	-	-	-		-	-	-	
situation matrimoniale								
marié	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.	
célibataire	0,2966	0,12832	0,02103	*	0,20963	0,23707	0,37711	
autre situation matrimoniale	0,1983	0,12593	0,11556					
inconnue	1,0485	0,18412	0,00000	*	-1,80062	0,26939	0,00000	*
nombre d'enfants								
pas d'enfant	0,0590	0,11823	0,61770		0,45422	0,26132	0,08298	
1 enfant	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.	
2 enfants	0,0711	0,10742	0,50849		0,08673	0,28067	0,75748	
3 ou 4 enfants	0,0156	0,10051	0,87676		0,15090	0,25610	0,55606	
5 enfants et plus	0,0250	0,11040	0,82070		0,15170	0,28904	0,59999	
nombre d'enfants inconnu	1,0481	0,20691	0,00000	*	1,96639	0,39872	0,00004	*

<i>âge</i>									
moins de 35 ans	0,0606	0,08315	0,46648		0,07448	0,14155	0,59908		
de 35 à 39 ans	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.		
de 40 à 44 ans	0,1118	0,07352	0,12859		-0,19026	0,11503	0,09896		
de 45 à 49 ans	0,1405	0,08914	0,11522		-0,10189	0,13193	0,44041		
de 50 à 54 ans	0,1555	0,10387	0,13481		-0,20237	0,15740	0,19933		
plus de 55 ans	0,1967	0,12964	0,12957		-0,22686	0,19696	0,25012		
<i>poste</i>									
patron	0,6724	0,19411	0,00055	*	1,17007	0,40800	0,00436		*
cadre supérieur	0,4200	0,14585	0,00407	*	0,30972	0,29738	0,29830		
cadre moyen	0,4990	0,15618	0,00144	*	0,31653	0,27497	0,25039		
employé	0,3149	0,13500	0,01985	*	0,35117	0,20427	0,08639		
contremaître	0,3715	0,23921	0,12075		-	-	-		
ouvrier qualifié	0,5384	0,13149	0,00005	*	0,48309	0,27019	0,07457		
ouvrier spécialisé	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.		
ouvrier non qualifié	0,2339	0,12007	0,05167		0,34951	0,19058	0,06743		
inconnu	0,3856	0,12151	0,00155	*	0,35603	0,18978	0,06140		
<i>ancienneté dans l'entreprise</i>									
moins de 2 ans	0,2549	0,13356	0,05663	*	-0,27831	0,19334	0,15082		
de 2 à 5 ans	0,1532	0,12061	0,20418		-0,20188	0,15886	0,20456		
de 5 à 10 ans	0,0817	0,11886	0,49188		-0,04060	0,14680	0,78225		
plus de 10 ans	ref.	ref.	ref.		ref.	ref.	ref.		
inconnue	0,3766	0,11756	0,00140	*	-0,28690	0,16511	0,08307		

<i>durée de l'activité prof. en France</i>	moins de 5 ans d'activité prof.	0,0046	0,07939	0,95387	-0,03499	0,14216	0,80569	
	de 5 à 10 ans d'activité prof.	0,0674	0,06212	0,27851	-0,07288	0,10257	0,47780	
	de 10 à 15 ans d'activité prof.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
	de 15 à 20 ans d'activité prof.	0,0584	0,06303	0,35412	-0,00446	0,09801	0,96374	
	plus de 20 ans d'activité prof.	0,1939	0,08375	0,02081	0,11790	0,14845	0,42758	
<i>secteur d'activité</i>	autre secteur	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
	bâtiment	0,0608	0,16020	0,70446	0,05317	0,28585	0,85255	
	banque assurances immob.	0,0429	0,16587	0,79619	-0,11743	0,30114	0,69678	
	commerce restauration	0,2393	0,13455	0,07564	0,20264	0,22719	0,37299	
	construction méca. et élect.	0,0492	0,15164	0,74581	-0,09132	0,25281	0,71815	
	hygiène santé ménage	0,2087	0,14995	0,16436	-0,58634	0,21674	0,00713	
	interim et autre	0,4845	0,18494	0,00894	-0,54373	0,35228	0,12355	
	services publics	0,0715	0,14782	0,62878	-0,32096	0,22854	0,16100	
	textile cuir habillement	0,0574	0,14977	0,70172	-0,20784	0,23512	0,37727	
	transports	0,0401	0,21338	0,85099	-0,02840	0,37215	0,93920	
	secteur mixte	0,0365	0,17857	0,83796	-0,16033	0,27821	0,56475	
	secteur inconnu	0,1909	0,15729	0,22524	0,23832	0,24496	0,33122	
	<i>segment</i>	segment primaire	ref.	ref.	ref.	-0,58781	0,20134	0,00371
		segment intermédiaire	0,3298	0,12228	0,00710	-0,38431	0,19514	0,04962
segment secondaire		0,3909	0,11791	0,00095	-0,39681	0,18755	0,03500	
segment mixte		0,4205	0,13808	0,00239	-0,24931	0,20158	0,21693	
segment inconnu		0,1649	0,11779	0,16193				

<i>taille de l'entreprise</i>	de 1 à 9 salariés	0,1512	0,17353	0,38378	0,13301	0,33465	0,69125
	de 10 à 49 salariés	0,1559	0,16840	0,35476	0,40237	0,28679	0,16142
	de 50 à 99 salariés	0,2250	0,16069	0,16175	-0,07235	0,25237	0,77452
	de 100 à 249 salariés	0,2814	0,16765	0,09351	0,41693	0,30853	0,17738
	de 250 à 499 salariés	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
	plus de 500 salariés	0,2513	0,13593	0,06482	0,32828	0,20863	0,11642
	entreprises de taille différente	0,3758	0,14867	0,01163	0,50266	0,24322	0,03944
	taille inconnue	0,1733	0,14680	0,23799	-0,02488	0,24686	0,91978
		ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
		0,1788	0,09998	0,07407	-0,14372	0,19728	0,46674
<i>pourcentage d'étrangers</i>	moins de 5% d'étrangers	0,3767	0,13329	0,00480	0,14190	0,23893	0,55293
	de 5 à 15% d'étrangers	0,1463	0,12231	0,23202	0,27647	0,27429	0,31410
	de 15 à 30% d'étrangers	0,0530	0,14120	0,70769	-0,09944	0,33056	0,76371
	de 30 à 50% d'étrangers	0,2067	0,14367	0,15060	0,24979	0,28056	0,37384
	de 50 à 70% d'étrangers	0,0792	0,10458	0,44879	-0,23642	0,21583	0,27403
	plus de 70% d'étrangers	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
	pourcentage inconnu	0,9189	0,12800	0,00000	0,63734	0,17890	0,00041
		0,8954	0,18366	0,00000	0,60092	0,27382	0,02879
		0,8281	0,21651	0,00014	0,56010	0,31912	0,08004
		0,9949	0,24070	0,00004	0,74670	0,35721	0,03724
<i>années</i>	années 1950	0,9103	0,26058	0,00050	0,67185	0,38888	0,08485
	années 1960	0,5508	0,28216	0,05121	0,43716	0,42645	0,30596
	années 1971-75	0,3479	0,24434	0,15475	0,34350	0,38287	0,37019
	années 1976-80						
	années 1981-85						
	années 1986-90						
	années 1990						
<i>saire minimum</i>	log(smic mensuel)						

Source : échantillon CNAV.

modèle 3 Linear mixed-effects model fit by REML

Data : salairesmobiles

AIC BIC logLik

2322.602 2670.816 -1091.301

Random effects :

Formula : 1 | numerosecu

(Intercept) Residual

StdDev : 0.1770397 0.5789944

Standardized Within-Group Residuals :

Min Q1 Med Q3 Max

-7.2075559 -0.1698048 0.1739184 0.5018098 2.9433077

Number of Observations : 1137

Number of Groups : 69

modèle 4 Linear mixed-effects model fit by REML

Data : mobilessegment

AIC BIC logLik

975.4004 1248.499 -419.7002

Random effects :

Formula : 1 | numerosecu

(Intercept) Residual

StdDev : 0.2025606 0.5216493

Standardized Within-Group Residuals :

Min Q1 Med Q3 Max

-4.6008559 -0.2016141 0.1327245 0.4844509 3.2926882

Number of Observations : 476

Number of Groups : 31