

LES DISPARITÉS DE SALAIRES ENTRE ZONES D'EMPLOI DANS MIDI-PYRÉNÉES

Michel BLANC*, Eric CAHUZAC et Gabriel TAHAR*****

***Résumé** - En découpant la région Midi-Pyrénées en 18 différents marchés locaux du travail, il apparaît des disparités salariales qui ne peuvent s'expliquer totalement ni par des effets de structure liés à la composition sectorielle du tissu économique ni par les particularités de la main-d'œuvre locale. Cette étude, effectuée à partir de l'exploitation de la source DADS de l'INSEE, permet de faire ressortir l'existence d'effets de zone spécifiques dont la plus marquante est l'effet-taille : plus la population active sur le marché local est importante et plus les salaires sont élevés.*

Mots-clés - MARCHÉS LOCAUX DU TRAVAIL, SALAIRES, TAILLE DU MARCHÉ.

Classification JEL : J24, J31.

Les données DADS ont été fournies par la Direction Régionale Midi-Pyrénées de l'INSEE. Nous remercions Odile Ruhlmann pour sa collaboration. Nous remercions également un rapporteur anonyme de la Revue pour ses remarques constructives.

* INRA-ESR-ETIC.

** INRA-ESR-ETIC et LIRHE-CNRS.

*** LIRHE-CNRS et INRA-ESR-ETIC, Toulouse : auteur-correspondant, e-mail : tahar@univ-tlse1.fr.

1. INTRODUCTION

L'existence d'un marché du travail local repose sur l'hypothèse de marché "fermé", c'est-à-dire d'une aire géographique qui contient les offreurs (les individus) et les demandeurs (les firmes) de travail potentiels. L'existence de ce marché local est la conséquence de la présence à la fois d'un coût de transport pour les biens et d'un coût de mobilité pour les personnes (à la fois financier et psychologique), qui conduisent à une division spatiale du marché du travail (Held et Maillat, 1984 ; Goodman, 1970). Cela se traduit sur le plan empirique par le fait que les migrations alternantes ("out commuting") et les changements d'emploi en dehors de l'aire considérée sont relativement faibles. C'est ainsi que Gorter et Van Ours (1994) les évaluent entre 5 et 13 % des déplacements domicile-travail pour les marchés locaux néerlandais qu'ils ont choisis. Aux États-Unis, on utilise la notion de SMSA (Standard Metropolitan Statistical Area) regroupant quelques comtés contigus d'au moins 50 000 habitants (Mangum et Snedeker, 1974).

La faible mobilité existant entre les marchés locaux fait que les interactions entre offreurs et demandeurs sont circonscrites dans ces aires de taille bien moindre que l'on peut assimiler à des différents "segments" du marché du travail global (Brueckner, Thisse et Zenou, 2002). L'importante question de la mobilité de la main-d'œuvre et de ses freins éventuels ne peut s'analyser que sur un marché local puisqu'elle est reliée évidemment aux possibilités de réemploi local offertes (Herzog et Schlottmann, 1995), elles-mêmes fonction du type d'activités économiques présentes localement. C'est ainsi que Jayet (1985) note que le *turnover* plus élevé observé en zones urbaines résulte de l'importance du secteur tertiaire en ville par rapport à la campagne. Cet effet de composition met en évidence une certaine division spatiale du travail dont la condition d'existence repose sur une différence de structure en termes de secteurs d'activité et/ou de qualifications, en niveau et/ou en taux de croissance (Wojan, 1998).

Quand les firmes et les travailleurs sont hétérogènes, les problèmes d'information s'avèrent primordiaux, tant en matière de processus de recherche d'emploi (passant par des réseaux et des relations informelles circonscrits au niveau local) que de fixation de salaire. L'économie spatiale détermine une relation entre coût de transport, coût de logement et salaire d'équilibre qui induit des différentiels de salaire au-delà des différences entre firmes (Frederick Gale, 1998). L'hétérogénéité individuelle observée sur les salaires, au-delà des caractéristiques personnelles du travailleur (variables de capital humain) et du poste de travail occupé, peut être attribuée d'une part à la structure du marché du travail local, certes, mais également aux effets différenciés selon la localisation de ces deux catégories de variables. Sont cités notamment l'expérience professionnelle, le niveau d'éducation, le secteur d'activité, le taux de syndicalisation (Reilly, 1992).

L'analyse des différences de salaires interrégionales est entachée de nombreux biais de sélection spatiaux (Duranton et Monastiriotis, 2002). En effet, l'hétérogénéité individuelle inobservée par l'appareil statistique est considérable (on observe en fait dans les DADS que l'on va utiliser dans la présente étude uniquement le sexe et le niveau d'emploi et non la qualification) et n'est pas forcément distribuée à l'identique sur chaque marché local : c'est ainsi notamment que des différences de formation peuvent entraîner un différentiel de salaire qu'il serait abusif de qualifier d'effet local. Les phénomènes de migration, que l'on néglige par hypothèse, viennent de surcroît déformer la structure locale de la main-d'œuvre : le marché local selon qu'il apparaît comme porteur ou à l'inverse déprimé attire ou pousse au départ des demandeurs d'emploi plus ou moins compétents. Le taux de chômage local ne reflète donc pas forcément le mauvais état du marché du travail et un taux de salaire bas non plus. Pour évaluer un marché local, l'approche sectorielle est incontournable, elle seule permet d'approcher les caractéristiques locales de la demande de travail (cf. Fisher et Nijkamp, 1987, et leur "leading region-leading sector approach").

Une exploitation des DADS par zones d'emploi en Midi-Pyrénées (INSEE, 2000) a déjà pu faire ressortir des disparités géographiques marquées en ce qui concerne les bas salaires, les effets propres aux salariés eux-mêmes et aux établissements ne suffisant pas à annuler tout effet de zone. Dans la présente étude, notre objectif est de mettre en lumière des différences, non réductibles à des effets de structure, qui apparaissent sur les marchés locaux de la région Midi-Pyrénées, que l'on assimile à ses 18 zones d'emploi. Pour ce faire, nous allons utiliser la base de données que fournissent les DADS (section 2) pour étudier les disparités salariales observables entre les différentes zones d'emploi : d'abord à l'aide d'une analyse structurelle géographique (section 3), puis grâce à l'estimation de fonctions de gain (section 4), enfin par une analyse de variance (section 5). On verra que les effets locaux peuvent s'exprimer toutes choses égales par ailleurs en fonction d'un petit nombre de paramètres locaux : la taille du marché local, les parts respectives de l'emploi agricole et de l'emploi public, la distance à Toulouse, mais surtout la dimension du marché local, que nous qualifions d'effet-taille.

2. LA BASE DE DONNÉES DADS

La "Déclaration Annuelle de Données Sociales" (DADS) est faite par toute entreprise employant au moins un salarié en dehors des exploitations agricoles, des organismes de l'Etat, des services domestiques et des activités extra-territoriales. Sont inclus en revanche les établissements publics ainsi que les industries et les services agricoles, ce qui représente les $\frac{3}{4}$ environ de l'emploi salarié national (INSEE, 1999). Les employeurs sont tenus d'y déclarer pour chacun de leurs salariés le montant total sur l'année de la rémunération versée, la période d'emploi, le nombre d'heures effectuées ainsi que la nature de l'emploi

occupé. On dispose ainsi à partir d'une source administrative de statistiques sur l'emploi et les salaires.

Ces DADS ont été utilisées comme source de données individuelles pour estimer des fonctions de gain par notamment la Direction de la Prévision (Gianella, 2002) en les appariant de surcroît avec l'Echantillon Démographique Permanent et l'Enquête sur la Structure des Salaires afin de disposer de variables supplémentaires. Dans ce travail, le marché local n'était pas défini en deçà du département.

Lorsque l'on se heurte à l'impératif de secret statistique (c'est notre cas !), un travail économétrique sur données individuelles est impossible. On peut se borner à un travail typologique sur les zones d'emploi selon par exemple les taux de recrutement durables et temporaires que l'on y enregistre (Borras, 2001). Nous avons choisi pour notre part d'adopter une démarche intermédiaire en estimant des modèles économétriques de salaires estimés sur des unités statistiques agrégées selon la plus petite maille possible, à savoir : 18 zones x 6 catégories socio-professionnelles x 2 sexes x 8 secteurs x 3 tranches d'âge x 3 tranches de taille, compatible avec la contrainte de secret statistique que s'impose l'INSEE dans la vente de ses données. En effet, ce maillage, correspondant en principe à 15 552 cases, est ramené à au plus 8 362 observations, les cases contenant moins de 5 salariés n'étant pas renseignées. L'effectif moyen des cases s'élève à 78,25 (mini : 5 - maxi : 5 920) pour un salaire moyen de 52,88 francs (mini : 13,45 - maxi : 236,6). Un maillage plus fin conduirait à un nombre de cases pas forcément plus élevé assorti qui plus est de sévères distorsions.

L'annexe 1 (et plus loin le tableau n° 3) présente les 18 zones d'emploi de Midi-Pyrénées. On voit que leur taille est très variable et qu'à une petite taille (en termes aussi bien d'unités de production existantes que de population) correspond des établissements de taille inférieure en moyenne.

**Tableau n° 1 : Nomenclature sectorielle agrégée
(NES 36 ramenée à 8 secteurs)**

Code NES 36	Secteur (code variable)
C1, F2, A0, B0, C4	Industrie à bas salaires (secteur 1)
F3, F6, E3, F1, F4, F5, E2	Industrie à salaires moyens (secteur 2)
G1, G2, E1, D0, C2, C3	Industrie à hauts salaires (secteur 3)
H0	Bâtiment travaux publics (secteur 4)
P1, P3, J3, N3, Q1, 00	Services à bas salaires (secteur 5)
J1, M0, P2, J2, Q2, R2	Services à salaires moyens faibles (secteur 6)
N2, K0, R1	Services à salaires moyens forts (secteur 7)
N4, N1, L0	Services à salaires élevés (secteur 8)

Le tableau n° 1 présente la nomenclature sectorielle retenue. On l'a choisi ainsi de manière à minimiser autant que faire se peut l'influence sectorielle sur les niveaux de salaire, susceptible de masquer ou réduire les effets d'autres critères.

Le tableau n° 2 présente la nomenclature de qualification retenue, forcément très simple, les DADS ne renseignant pas sur la formation des salariés. L'appartenance à une catégorie socio-professionnelle (CSP) constitue néanmoins une *proxy* de la qualification, ne serait-ce que relative, puisque hiérarchie des CSP et hiérarchie des qualifications sont largement corrélées.

Tableau n° 2 : Catégories socio-professionnelles

Code	PCS 32	Intitulé
Cs1	21 à 46	Cadres et professions intermédiaires
Cs2	47 à 48	Techniciens, agents de maîtrise (TAM)
Cs3	52 à 56	Employés
Cs4	62 à 65	Ouvriers qualifiés (OQ)
Cs5	67 à 69	Ouvriers non qualifiés (ONQ)
Cs6	71 à 79	Apprentis et stagiaires

Le découpage des effectifs en 3 tranches d'âge distingue les moins de 31 ans (trage1), ceux compris entre 31 et 45 ans (trage2) et les plus de 45 ans (trage3).

Le découpage des tailles d'établissements distingue ceux comprenant moins de 10 salariés (treff1), ceux en comprenant entre 10 et 49 (treff2) et ceux de 50 et plus (treff3).

Tableau n° 3 : Les paramètres locaux

Zone d'emploi	Population totale (en millier) (pop)	% emploi agricole (agr)	% emploi public (pub)	Distance à Toulouse en km (dist)
Toulouse	909,09	3,8	34,0	0,0
Montauban	200,22	18,2	25,6	46,9
Albi-Carmaux	177,48	11,7	29,8	66,7
Tarbes	169,62	10,6	34,9	114,9
Rodez	141,55	21,3	23,9	119,7
Castres-Mazamet	136,12	8,1	21,4	67,7
Auch	131,73	24,4	24,6	62,3
Saint-Gaudens	80,83	14,1	28,0	76,3
Figeac-Decazeville	67,9	16,0	27,9	122,3
Cahors	73,34	18,7	26,5	93,6
Millau	58,53	15,3	24,1	141,9
Nord Lot	49,17	18,6	20,4	139,1
Lourdes	39,45	7,1	20,7	136,5
Villefranche	35,47	22,1	19,4	94,9
Lannemezan	32,56	16,1	34,9	98,5
Saint-Girons	26,22	17,4	29,6	79,9
Lavelanet	27,58	8,0	16,6	87,5
Foix-Pamiers	73,73	7,1	37,7	59,5

S'ajoutent à notre ensemble de variables explicatives quatre paramètres locaux, tels qu'annoncés plus haut en introduction, dont on va tenter de tester le pouvoir explicatif.

3. ANALYSE STRUCTURELLE-GÉOGRAPHIQUE

Dans l'analyse des disparités géographiques, on utilise classiquement la méthode "shift-share" qui permet de distinguer les effets purement géographiques des effets sectoriels. Nous suivons ici la formulation que fournit Jayet (1993). On note S_r l'effet sectoriel et G_r l'effet géographique. Le différentiel de salaire entre le salaire en vigueur dans la zone tous secteurs confondus et le salaire moyen toutes zones et tous secteurs confondus s'exprime alors selon la formule ci-dessous:

$$W_r - W_{..} = S_r + G_r = \sum p_i (W_{.i} - W_{..}) + \sum p_i (W_{ri} - W_{.i})$$

avec :

- W_r : salaire de la zone r tous secteurs confondus ;
- $W_{..}$: salaire moyen toutes zones et tous secteurs confondus ;
- $W_{.i}$: salaire moyen dans le secteur i toutes zones confondues ;
- W_{ri} : salaire du secteur i dans la zone r ;
- $p_i = Z_{ri}/Z_i$: coefficient de pondération par les effectifs du secteur i dans la zone r relativement aux effectifs du secteur i toutes zones confondues.

La première sommation décrit l'appartenance au secteur i quelle que soit la zone, la seconde celle à la zone r pour le secteur i . L'analyse graphique donnée dans l'annexe 2 présente des disparités salariales entre zones selon nos 5 grandes catégories socio-professionnelles qui s'avèrent très contrastées, la zone de Toulouse restant quasiment centrale (sauf pour les employés) par effet de masse.

Les effets régionaux s'étalent dans une plage de 16-18 % avec une variation un peu plus large pour les techniciens et agents de maîtrise (20 %) mais beaucoup plus restreinte pour les employés (9 % seulement) pour lesquels semble jouer une sorte de norme interzone, peut-être sans doute aussi parce que les différences de salaire absolues sont elles-mêmes faibles pour cette catégorie, hormis dans la zone de Toulouse.

Cette seconde interprétation est confirmée par l'examen des effets sectoriels qui s'étalent dans une plage de 11-12 % à l'exception des cadres (8 %) mais surtout là aussi des employés (seulement 3 %).

Certaines zones d'emploi sont plus affectées que d'autres par les effets sectoriels : celle de Lavelanet par exemple, favorable aux cadres et défavorable aux autres catégories. La zone de vieille industrialisation de Figeac-Decazeville se caractérise par un effet sectoriel positif et un effet régional négatif pour les 5 catégories de main-d'œuvre. La zone de Lourdes, touristique, présente un effet sectoriel toujours négatif. Des groupes de zones apparaissent : Tarbes, Rodez, Montauban, Cahors, Albi-Carmaux pour les cadres et les techniciens; Castres-Mazamet, Villefranche, pour les ouvriers.

4. MODÈLES DE SALAIRE

Comment peut-on caractériser les effets de zone ? En l'absence de variables de capital humain stricto sensu (formation, expérience professionnelle), nous n'avons pas estimé un modèle de salaire général et nous avons préféré faire des estimations par grandes catégories professionnelles. En annexe 3 figurent deux séries de régressions. En sus des variables dont nous disposons que prennent usuellement en compte les fonctions de gain (sexe, âge, secteur d'activité, taille de l'établissement), nous avons introduit alternativement soit 17 variables indicatrices de zone (avec la zone d'emploi de Toulouse comme référence), soit le vecteur de nos 4 paramètres locaux. On voit que l'on peut substituer aux *dummies* de zone ces 4 variables locales sans pratiquement changer les niveaux de R² et donc le pouvoir explicatif du modèle.

Les régressions avec *dummies* de zone permettent de quantifier les effets résiduels locaux. Le tableau n° 4 indique les zones où s'observent les écarts extrêmes avec Toulouse selon la catégorie socio-professionnelle concernée, sachant que toutes choses égales par ailleurs, les salaires observés sont partout inférieurs à ceux qui prévalent dans la zone de Toulouse.

Tableau n° 4 : Différentiels de salaire avec Toulouse

Catégorie socio-professionnelle	Différentiel maximum (zone)	Différentiel minimum (zone)
Cadres et prof. intermédiaires	-13,8 % (Saint-Gaudens)	-6,3 % (Millau)
Techniciens, agents de maîtrise	-9,8 % (Lavelanet)	-3,0 % (Rodez)
Employés	-6,8 % (Nord Lot)	-2,1 % (Tarbes)
Ouvriers qualifiés	-10,3 % (Cahors)	-2,1 % (Saint-Gaudens)
Ouvriers non qualifiés	-7,6 % (Lannemezan)	-2,5 % (Montauban)

On peut résumer les effets mis en évidence par les variables locales de la manière suivante :

- plus la *taille du marché* est grande, plus les salaires sont élevés toutes choses égales par ailleurs (sauf pour les techniciens et agents de maîtrise pour lesquels l'effet n'est pas significatif). On ne doit pas confondre cet effet "taille du marché" avec l'effet "taille de l'établissement", que nos estimations font également ressortir : l'effet taille du marché s'ajoute à celui de la taille de l'établissement¹ et exprime une relation qui s'avère significative (variable "pop") malgré le contrôle de la taille de l'établissement (variables "treff2" et "treff3") ;

¹ Les deux variables sont corrélées positivement car les zones de faible densité sont également caractérisées par des établissements de plus petite taille en moyenne. Mais leur coefficient de corrélation (0,50 environ entre les effectifs moyens des établissements et les populations totales des zones d'emploi, zone de Toulouse incluse ou non) n'est pas suffisamment élevé pour entraîner des problèmes de colinéarité dans les estimations.

- *la taille du secteur agricole* joue peu mais a tendance à déprimer les salaires des cadres et des ouvriers qualifiés, peut-être en raison d'un effet taille supplémentaire, l'importance du secteur agricole et donc du nombre d'actifs indépendants diminuant d'autant la taille du marché du travail salarié non agricole et exerçant une pression à la baisse sur les salaires. Elle ne joue ni sur les techniciens, ni sur les employés, fait que l'on peut rapprocher de l'existence de nombreux ménages agricoles pluriactifs où justement le conjoint actif à l'extérieur de l'exploitation appartient le plus souvent à ces CSP ;

- *la part du secteur public* diminue le salaire des cadres mais accroît ceux des techniciens-agents de maîtrise et des ouvriers qualifiés. Il faut voir peut-être ici l'effet d'une "norme" fonction publique où les salaires des cadres sont réputés moins élevés que dans le secteur privé, ce qui est moins le cas en ce qui concerne les catégories intermédiaires ;

- *la distance à Toulouse* joue positivement quand elle joue, c'est-à-dire pour les employés et les ouvriers qualifiés : l'interprétation pourrait en être que quand on contrôle les autres variables agissantes (sexe, secteur d'activité, taille de l'établissement et tranche d'âge), il faut proposer des salaires plus élevés pour attirer la main-d'œuvre loin de Toulouse. On sait que le marché du travail est de moins en moins local et de plus en plus régional voire national pour les qualifications élevées, ce qui explique que la distance ne joue pas sur le salaire des cadres ;

- nos trois variables précédentes sont sans influence sur le salaire des ouvriers non qualifiés sans doute pour une raison purement statistique : leurs salaires, très proches du salaire minimum, offrent une distribution tronquée ainsi qu'à faible variance et sont de ce fait mal estimés².

5. ANALYSE DE VARIANCE

Il est nécessaire de compléter l'analyse économétrique qui précède par une analyse de variance pour évaluer le pouvoir descriptif des paramètres locaux que l'on a introduit. En effet, s'ils s'avèrent significatifs dans l'analyse économétrique, ils peuvent également avoir une importance négligeable vis-à-vis des effets de composition non directement spatiaux (liés à l'offre de travail et aux caractéristiques des emplois existants). Il s'agit ici de comparer le pourcentage de variance des salaires dû à la zone (mesurée par l'influence de la variable indicatrice de zone) à celui dû à chacun de nos 4 paramètres locaux dans des modèles spécifiques à chaque catégorie de main-d'œuvre, ne comportant donc que le secteur d'activité et la taille de l'établissement comme autres variables explicatives.

² On constate que les R^2 des régressions concernant les ouvriers non qualifiés sont nettement inférieurs à ceux des quatre autres (de l'ordre de 0,60 contre plus de 0,80).

Seule la taille du marché local (mesurée par sa population) donne des résultats probants, les autres paramètres (part du secteur agricole, part du secteur public, distance à Toulouse) restant négligeables. En annexe 4, sont présentés les résultats pour les 30 catégories de main-d'œuvre possibles (hommes ou femmes dans 5 CSP et 3 tranches d'âge). Le ratio calculé exprime le pourcentage de la variance des salaires expliquée par la variable zone que l'on peut attribuer à la taille du marché, en quelque sorte ce ratio représente le pouvoir de remplacement de la variable indicatrice par la variable quantitative structurelle "taille du marché". Il est frappant de constater que ce ratio peut atteindre des valeurs très élevées, et donc que notre hypothèse accordant une place privilégiée à l'effet taille se trouve bien confirmée. Il faut néanmoins nuancer cette conclusion au vu de la dispersion considérable du ratio : il prend ses valeurs les plus fortes pour les hommes, plutôt croissant avec l'âge et la qualification. Ce qui semble conforter la pertinence de la théorie selon laquelle l'appariement est rendu plus aléatoire (et ainsi plus dépendant du nombre de "rencontres" et donc de la taille du marché) par la complexité des trajectoires professionnelles (chez les hommes) et des compétences détenues (chez les travailleurs qualifiés et/ou expérimentés).

6. CONCLUSION

Nous avons essayé dans cette étude de rendre compte des fonctionnements différenciés des marchés du travail locaux de Midi-Pyrénées définis à partir des 18 zones d'emploi que la région comporte. Au-delà de la structure de ces marchés locaux (en termes de proportion hommes-femmes, de l'importance relative des tranches d'âge ainsi que de la répartition par secteurs et par taille des établissements), il existe encore des effets de zone que l'on a tenté d'estimer.

Au-delà de la mise en évidence de différentiels de salaire toutes choses égales par ailleurs toujours en faveur de la zone de Toulouse, le principal résultat que nous avons obtenu est un effet positif très net de la taille du marché du travail local sur les niveaux de rémunération. Il apparaît en effet que jusqu'à 89 % de la variance interzone s'explique par la taille du marché chez les employés masculins de 46 ans et plus.

Ce résultat majeur à rapprocher du résultat similaire que l'on a obtenu dans une étude précédente sur les flux de main-d'œuvre (Blanc et alii, 2003) où les taux de sortie et d'entrée dans les entreprises étaient des fonctions croissantes de la taille du marché local du travail (défini comme ici par la zone d'emploi). Ce constat en termes de taille de population est en phase avec les trois arguments habituellement mis en avant à propos d'un effet d'agglomération poussant les salaires à la hausse :

- la fonction de production agrégée au niveau du territoire fait apparaître des rendements d'échelle croissants et donc des salaires croissants avec la densité. La

raison en est que la grande diversité des spécialisations conduit à une productivité du travail plus forte (Fujita et Thisse, 1997).

- La forte densité favorise les bons appariements et donc les hauts salaires. De plus, la concurrence entre firmes pour s'attacher les spécialistes dont elles ont besoin joue en faveur des salariés qui mettent plus facilement les firmes en compétition lorsqu'elles sont en plus grand nombre (Thisse et Zenou, 1995). Les salaires seraient alors fixés à des niveaux plus élevés pour attirer les travailleurs qui auraient eu moins le choix dans un marché plus restreint.

- Les différences de coût de la vie entre ville et campagne (notamment du fait de la rente foncière et des coûts de transport) induisent des salaires de réservation plus élevés dans les zones à forte densité.

ANNEXE 1

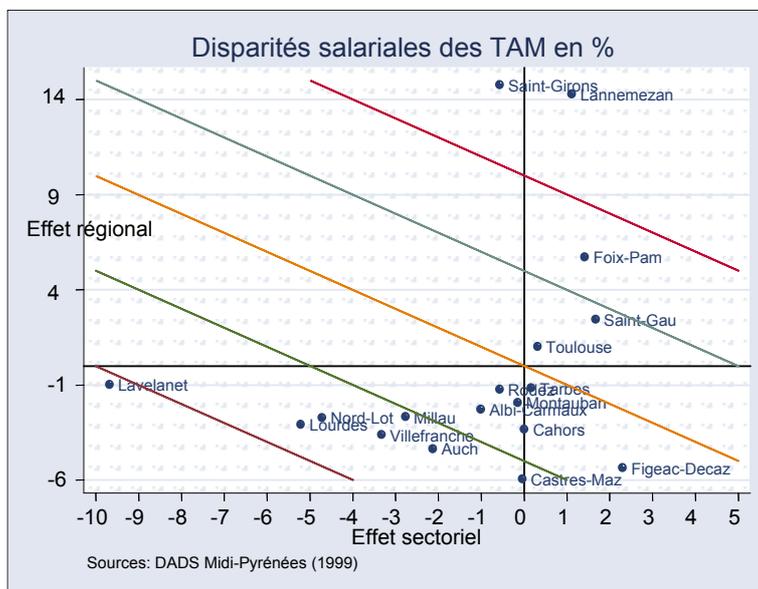
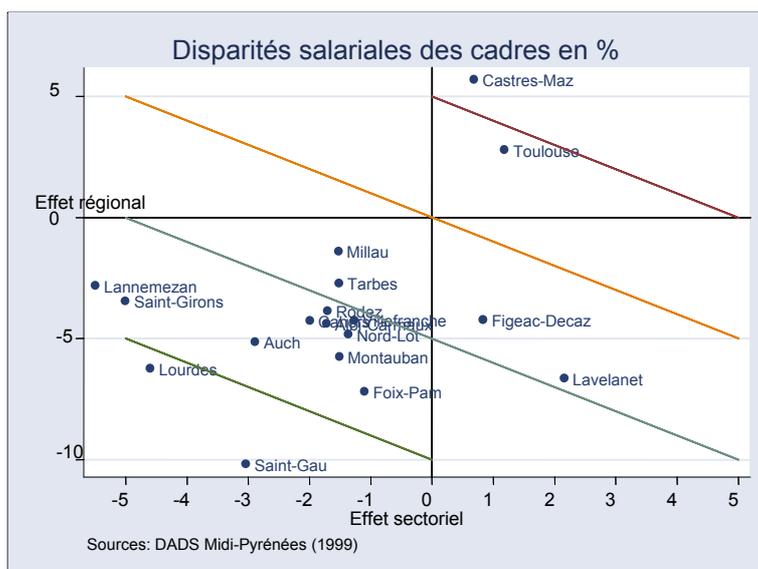
Zones d'emploi dans la région Midi-Pyrénées (zemp)

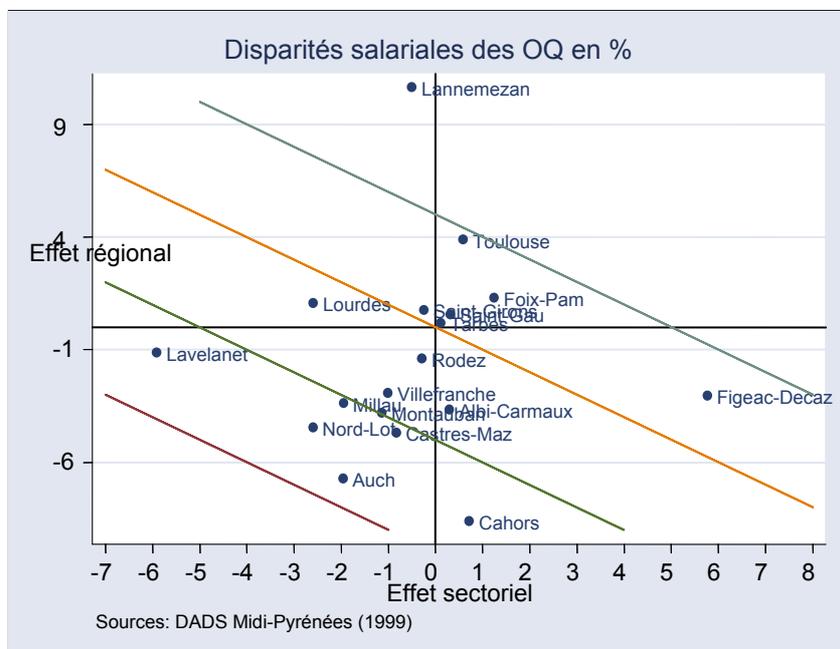
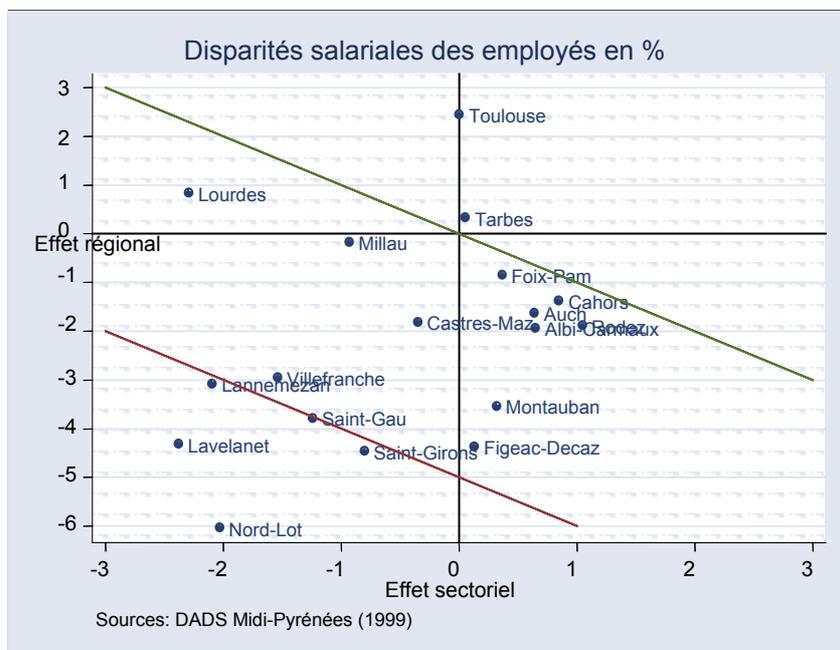
Département	Zemp (code variable)	Intitulé	Nombre d'établissements	Taille moyenne (en effectifs)
31	7301 (zemp1)	Toulouse	30 594	9,7
82	7302 (zemp2)	Montauban	5 636	7,3
81	7303 (zemp3)	Albi-Carmaux	5 118	8,0
65	7304 (zemp4)	Tarbes	4 971	7,7
12	7305 (zemp5)	Rodez	4 735	6,9
81	7306 (zemp6)	Castres-Mazamet	4 266	7,5
32	7307 (zemp7)	Auch	4 205	6,3
31	7308 (zemp8)	Saint-Gaudens	2 709	5,6
12-46*	7309 (zemp9)	Figeac-Decazeville	1 967	6,6
46	7310 (zemp10)	Cahors	2 489	6,6
12	7311 (zemp11)	Millau	1 983	6,1
46	7312 (zemp12)	Nord Lot	1 764	5,6
65	7313 (zemp13)	Lourdes	2 186	4,1
12	7316 (zemp14)	Villefranche	1 102	5,9
65	7317 (zemp15)	Lannemezan	1 202	5,2
09	7318 (zemp16)	Saint-Girons	930	4,8
09	7319 (zemp17)	Lavelanet	737	7,1
09	7320 (zemp18)	Foix-Pamiers	2 498	7,1
Ensemble			79 092	7,9

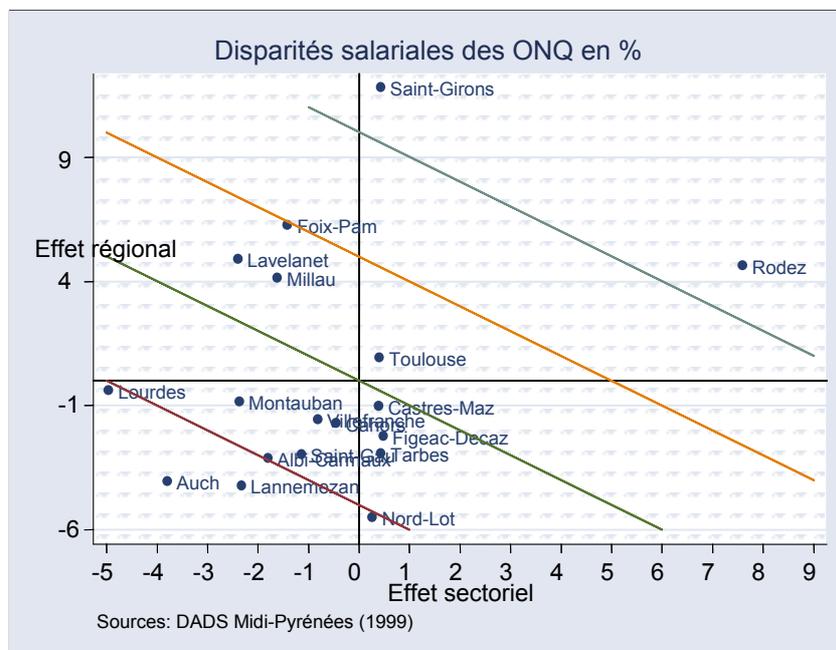
* Cette zone, à cheval sur 2 départements, comprend 27 communes de l'Aveyron et 85 du Lot.

ANNEXE 2

Décomposition des disparités salariales entre zones d'emploi







ANNEXE 3
Régressions sur les salaires par CSP

Lsalh199	cadres	TAM	Employés	OQ	ONQ
Sexe2	-0,2668 (51,08)	-0,07738 (10,33)	-0,0753 (23,22)	-0,1103 (17,55)	-0,1107 (16,04)
Secteur2	0,0454 (2,37)	0,0808 (5,78)	0,1464 (11,64)	0,1235 (17,17)	0,0538 (5,19)
Secteur3	0,1043 (5,40)	0,1567 (11,16)	0,2512 (18,68)	0,2635 (28,56)	0,3320 (21,26)
Secteur4	-0,0681 (2,85)	0,0901 (5,90)	0,1329 (9,03)	0,0970 (13,33)	-0,0059 (0,45)
Secteur5	-0,2217 (12,41)	-0,0666 (4,06)	-0,0483 (5,34)	0,0139 (1,73)	-0,0186 (1,80)
Secteur6	-0,1034 (6,11)	-0,0118 (0,79)	0,0741 (8,24)	0,0503 (6,86)	-0,1912 (18,24)
Secteur7	-0,1159 (6,73)	0,0285 (2,06)	0,0681 (7,43)	0,0274 (3,67)	0,0580 (4,11)
Secteur8	-0,0942 (5,27)	0,1635 (11,32)	0,2133 (21,47)	0,2312 (10,30)	0,0949 (1,99)
Trage2	0,3116 (44,82)	0,2408 (35,96)	0,1527 (44,49)	0,1365 (30,68)	0,0918 (12,76)
Trage3	0,4506 (61,78)	0,3293 (45,71)	0,2129 (55,47)	0,1870 (37,24)	0,1442 (17,23)
Treff2	0,1761 (24,03)	0,0913 (10,29)	0,0485 (12,78)	0,0563 (12,11)	-0,0029 (0,35)
Treff3	0,2103 (31,29)	0,1652 (19,81)	0,1388 (38,97)	0,1868 (38,43)	0,0219 (2,69)
Zemp2	-0,0900 (7,88)	-0,0380 (3,40)	-0,0499 (8,87)	-0,0591 (8,40)	-0,0249 (2,07)
Zemp3	-0,0836 (7,62)	-0,0449 (3,82)	-0,0372 (6,55)	-0,0630 (8,33)	-0,0583 (4,45)
Zemp4	-0,0650 (5,46)	-0,0448 (4,15)	-0,0214 (3,76)	-0,0465 (6,05)	-0,0553 (3,99)
Zemp5	-0,0804 (6,76)	-0,0295 (2,40)	-0,0256 (4,14)	-0,0341 (4,45)	0,0078 (0,61)
Zemp6	0,0134 (1,03)	-0,0699 (5,25)	-0,0323 (4,77)	-0,0670 (8,28)	-0,0358 (2,87)
Zemp7	-0,0906 (6,75)	-0,0653 (4,15)	-0,0292 (4,31)	-0,0882 (10,09)	-0,0548 (3,72)
Zemp8	-0,1382 (7,09)	-0,0049 (0,26)	-0,0520 (6,04)	-0,0207 (1,92)	-0,0462 (2,24)
Zemp9	-0,0761 (3,79)	-0,0594 (3,23)	-0,0528 (5,31)	-0,0658 (5,98)	-0,0429 (2,22)
Zemp10	-0,0785 (4,72)	-0,0669 (3,35)	-0,0269 (3,23)	-0,1031 (8,58)	-0,0258 (1,42)
Zemp11	-0,0626 (3,00)	-0,0464 (2,29)	-0,0122 (1,22)	-0,0479 (3,92)	0,0203 (1,03)
Zemp12	-0,0867 (3,55)	-0,0629 (2,50)	-0,0678 (6,36)	-0,0768 (6,38)	-0,0558 (2,91)
Zemp13	-0,0900 (3,62)	-0,0841 (3,25)	-0,0098 (0,88)	-0,0145 (0,97)	-0,0537 (2,31)
Zemp14	-0,0818 (2,77)	-0,0600 (1,65)	-0,0415 (3,08)	-0,0508 (3,37)	-0,0401 (1,74)
Zemp15	-0,0800 (2,99)	0,0630 (1,85)	-0,0452 (3,48)	0,0385 (2,30)	-0,0762 (1,95)
Zemp16	-0,0912 (2,71)	0,0758 (1,36)	-0,0549 (3,48)	-0,0399 (1,93)	0,0551 (1,57)
Zemp17	-0,1217 (3,25)	-0,0980 (2,68)	-0,0573 (3,18)	-0,0606 (4,15)	-0,0020 (0,08)
Zemp18	-0,1111 (6,53)	0,0160 (0,98)	-0,0272 (3,24)	-0,0279 (2,78)	0,0271 (1,40)
Constante	4,1902 (228,0)	3,8167 (236,5)	3,6485 (374,9)	3,6144 (454,8)	3,673 (294,5)
R ² corrigé	0,8610	0,8330	0,8738	0,8106	0,6177
n	1802	1007	1858	1528	1421

Références pour les variables indicatrices: *sexe1* (hommes), *secteur1* (ind. bas sal.), *trage1* (<=30 ans), *treff1* (1-9 sal.) et *zempl* (Toulouse).
t de Student entre parenthèses.

Lsalh199	cadres	TAM	Employés	OQ	ONQ
Sexe2	-0,2670 (50,67)	-0,0785 (10,41)	-0,0755 (23,10)	-0,1107 (17,17)	-0,1127 (16,13)
Secteur2	0,0476 (2,47)	0,0822 (6,01)	0,1462 (11,56)	0,1241 (16,94)	0,0521 (5,06)
Secteur3	0,1060 (5,47)	0,1583 (11,52)	0,2524 (18,65)	0,2621 (27,97)	0,3365 (21,59)
Secteur4	-0,0677 (2,81)	0,0909 (6,03)	0,1332 (8,99)	0,0975 (13,14)	-0,0052 (0,40)
Secteur5	-0,2209 (12,31)	-0,0663 (4,08)	-0,0477 (5,24)	0,0146 (1,78)	-0,0174 (1,68)
Secteur6	-0,1021 (6,01)	-0,0114 (0,77)	0,0749 (8,28)	0,0504 (6,74)	-0,1940 (18,50)
Secteur7	-0,1151 (6,66)	0,0288 (2,12)	0,0689 (7,49)	0,0285 (3,75)	0,0572 (4,04)
Secteur8	-0,0932 (5,19)	0,1633 (11,52)	0,2145 (21,47)	0,2297 (9,98)	0,0968 (2,00)
Trage2	0,3114 (44,40)	0,2409 (35,69)	0,1527 (44,16)	0,1365 (29,89)	0,0914 (12,54)
Trage3	0,4505 (61,23)	0,3294 (45,36)	0,2129 (55,06)	0,1871 (36,32)	0,1446 (17,05)
Treff2	0,1768 (23,93)	0,0928 (10,38)	0,0483 (12,65)	0,0569 (11,95)	-0,0032 (0,38)
Treff3	0,2110 (31,15)	0,1657 (19,70)	0,1389 (38,76)	-0,1868 (37,54)	0,0238 (2,91)
Pop (000's)	0,0994 (4,94)	0,0200 (0,98)	0,0593 (5,92)	0,0655 (5,28)	0,0497 (2,31)
Agr	-0,00319 (4,17)	0,00101 (1,23)	-0,000408 (1,08)	-0,000994 (2,18)	0,000133 (0,18)
Dist	0,000155 (1,11)	-0,000161 (1,15)	0,000210 (3,12)	0,000228 (2,70)	0,000088 (0,63)
pub	-0,00342 (4,03)	0,00347 (3,99)	0,000328 (0,81)	0,00139 (2,84)	-0,000150 (0,18)
Constante	4,2271 (117,4)	3,6749 (107,4)	3,5844 (195,7)	3,5097 (178,9)	3,6318 (115,4)
R ² corrigé	0,8585	0,8300	0,8720	0,8004	0,6064
n	1802	1007	1858	1528	1421

*Mêmes références pour les variables indicatrices.
t de Student entre parenthèses.*

Annexe 4 : Analyse de variance

cadres							
	H ≤30	F ≤30	H 31-45	F 31-45	H ≥ 46	F ≥ 46	R ²
% zemp	11,3	8,2	11,1	5,9	13,0	6,2	0,59-0,77
% pop	7,1	0,5	7,8	1,1	11,5	2,8	0,56-0,73
Ratio	63	6	70	19	88	45	
TAM							
	H ≤30	F ≤30	H 31-45	F 31-45	H ≥ 46	F ≥ 46	R ²
% zemp	4,6	15,9	4,1	14,4	8,4	18,2	0,71-0,85
% pop	1,6	6,1	1,0	8,1	4,4	5,0	0,64-0,81
ratio	35	38	24	56	52	27	
Empl							
	H ≤30	F ≤30	H 31-45	F 31-45	H ≥ 46	F ≥ 46	R ²
% zemp	3,7	2,6	4,9	2,6	8,8	3,7	0,69-0,85
% pop	1,9	1,2	3,8	1,6	7,8	1,7	0,67-0,84
ratio	51	46	78	62	89	46	
OO							
	H ≤30	F ≤30	H 31-45	F 31-45	H ≥ 46	F ≥ 46	R ²
% zemp	10,5	12,4	6,3	5,9	6,5	7,0	0,62-0,81
% pop	6,7	1,3	3,9	1,9	3,5	4,0	0,55-0,78
ratio	64	10	62	32	54	57	
ONQ							
	H ≤30	F ≤30	H 31-45	F 31-45	H ≥ 46	F ≥ 46	R ²
% zemp	5,6	6,4	4,1	10,1	6,6	11,9	0,48-0,72
% pop	2,2	0,7	0,9	0,3	0,9	0,1	0,42-0,68
ratio	39	11	22	3	14	1	

RÉFÉRENCES

- Blanc M., Cahuzac E., Tahar G., 2003, "Mode de gestion des flux de main-d'œuvre par les firmes: les différences urbain-rural", *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 5, pp. 853-870.
- Borras I., 2001, "Les recrutements par secteurs et zones d'emploi en Rhône-Alpes : une approche par la segmentation", *Document CEREQ*, n° 155, Mars.
- Brueckner J., Thisse J.F., Zenou Y., 2002, "Local Labor Markets, Job Matching and Urban Location", *International Economic Review*, n° 1, February, pp. 155-171.
- Duranton G., Monastiriotis V., 2002, "Mind the Gaps: the Evolution of Regional Earnings Inequalities in the UK, 1982-1997", *Journal of Regional Science*, Vol. 42, n° 2, pp. 219-256.
- Fischer M., Nijkamp P., 1987, "Regional Labour Markets", *Contributions to Economic Analysis*, North Holland, 168.
- Frederick Gale H., 1998, "Labor Productivity and Wages in Rural and Urban Manufacturing Plants", *The Review of Regional Studies*, Vol. 28, n° 1, pp. 13-26.
- Fujita M., Thisse J.F., 1997, "Économie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives", *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 45, pp. 37-87.
- Gianella C., 2002, "Salaires et taux de chômage local", *Économie et Prévision*, n° 155, Juillet-Septembre, pp. 1-12.
- Goodman J., 1970, "The Definition and Analysis of Local Labour Markets: some Empirical Problems", *British Journal of Industrial Relations*, n° 2, July, pp. 179-196.
- Gorter C., Van Ours J., 1994, "Matching Unemployment and Vacancies in Regional Labor Markets: an Empirical Analysis for the Netherlands", *Papers in Regional Science*, Vol. 73, n° 2, pp. 153-167.
- Held D., Maillat D., 1984, *Marché de l'emploi, entreprises et régions*, collection "Villes, Régions et Sociétés", Presses Polytechniques Romandes.
- Herzog H., Schlottmann A., 1995, "Worker Displacement and Job Search: a Regional Analysis of Structural Impediments to Reemployment", *Journal of Regional Science*, n° 4, pp. 553-577.
- INSEE, 1999, *DADS*, guide méthodologique, DR de Bourgogne.
- INSEE, 2000, *Les bas salaires en Midi-Pyrénées*, DR de Midi-Pyrénées, n° 44, 6 p., Décembre.

- Jayet, H., 1985, "Les zones d'emploi et l'analyse locale des marchés du travail", *Économie et Statistique*, 182, pp. 37-44.
- Jayet, H., 1993, *Analyse spatiale quantitative*, Economica, Paris.
- Mangum G., Snedeker D., 1974, *Manpower Planning for Local Labor Markets*, Olumpus Publishing Company.
- Reilly B., 1992, "An Analysis of Local Labour Market Wage Differentials", *Regional Studies*, Vol. 26.3, pp. 257-264.
- Thisse J.F., Zenou Y., 1995, "Appariement et concurrence spatiale sur le marché du travail", *Revue Économique*, Vol. 46, pp. 615-624.
- Wojan T., 1998, "Rural Employment Growth in the "New Economy": a Test of the Spatial Division of Labor Hypothesis", paper presented at the Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, Salt Lake City, August.

WAGE DIFFERENTIALS BETWEEN EMPLOYMENT AREAS IN MIDI-PYRENEES

Abstract - By disaggregating the Midi-Pyrenees region into 18 different local labour markets, we have highlighted wage differentials which can be completely explained neither by structural effects related to the sectoral distribution of the firms nor by the individual characteristics of the local manpower. This study, carried out using social administrative data on the workforce of firms, emphasizes specific area effects, the most outstanding being a size effect: the more important the working population, the higher the wages.

LAS DISPARIDADES DE SUELDOS ENTRE ZONAS DE EMPLEO EN LA REGION FRANCESA MIDI-PYRÉNÉES

Resumen - Si se recorta la región Midi-Pyrénées en 18 mercados locales de trabajo distintos, aparecen disparidades salariales que no se pueden explicar totalmente ni por efectos de estructura en relación con la composición sectorial del tejido económico, ni por las particularidades de la mano de obra local. Este trabajo, hecho a partir del estudio de la fuente DADS del instituto nacional francés de la estadística (INSEE), nos permite poner de relieve la existencia de efectos de zona específicos de los que el más importante es el efecto tamaño : cuanto más importante es la población activa en el mercado local más altos son los sueldos.