

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Décembre
2010

Pourquoi tant de chômeurs à Paris ?

Yannick L'Horty,
Florent Sari

136

Document de travail

Pourquoi tant de chômeurs à Paris ?

YANNICK L'HORTY

yannick.lhorty@cee-recherche.fr

Université de Paris Est, ERUDITE, CEE et Tepp-CNRS

FLORENT SARI

florent.sari@cee-recherche.fr

Université de Paris Est, ERUDITE, CEE et Tepp-CNRS

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 136

Décembre 2010

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-098602-3

POURQUOI TANT DE CHÔMEURS À PARIS ?

Yannick L'Horty, Florent Sari¹

RESUME

Les demandeurs d'emploi parisiens présentent un risque plus élevé de chômage de longue durée, *ceteris paribus*. Il s'agit là d'un phénomène spécifique à Paris qui touche de façon assez uniforme l'ensemble des arrondissements et concerne moins nettement les communes de la petite couronne. Le constat est paradoxal dans le cas d'un marché du travail particulièrement dense et actif. Dans cette étude, nous proposons une explication qui combine pour l'essentiel deux mécanismes, le *skill mismatch* et le *spatial mismatch*. C'est parce que les demandeurs d'emploi parisiens sont physiquement éloignés des emplois qui correspondent à leurs profils, qu'ils présentent un risque élevé de chômage de longue durée. Cette explication est corroborée par l'estimation d'un modèle spatial auto-régressif sur des données franciliennes de durées locales de chômage.

Mots-clefs : Paris, chômage, modèles SAR (spatiaux auto-régressifs), *skill mismatch*, *spatial mismatch*.

Codes JEL : C41, J64, R1.

Why so many Jobseekers in Paris?

Abstract

Parisian jobseekers have a disproportionately high risk of long-term unemployment, ceteris paribus. The phenomenon affects specifically the town of Paris, uniformly all its districts but not its closed suburbs. The finding is paradoxical in the case of a labour market particularly dense and active. In this study, we propose an explanation that combines two mechanisms for the most part, the skill mismatch and spatial mismatch. There is a high risk of long-term unemployment because Parisian jobseekers are physically distant from the jobs that match their profile. This explanation is corroborated by estimating a spatial autoregressive model on Paris Region data of local unemployment durations.

Key words: Paris, unemployment, SAR models, skill mismatch, spatial mismatch.

¹ Université Paris-Est, ERUDITE, CEE et TEPP-CNRS, 5 bd Descartes, 77454 Marne-la-Vallée Cedex2.

INTRODUCTION²

Le constat est surprenant et il est pourtant bien établi : les Parisiens comptent parmi les Français les plus exposés au chômage. On dénombre plus de 110 000 demandeurs d'emploi à Paris en 2010, soit 9,1 % de la population active alors que le taux de chômage régional est de 8,3 % et que le taux national est de 9,5 %³. Au sein de l'Île-de-France, Paris affiche un taux de chômage supérieur à tous les autres départements, à la seule exception de la Seine-Saint-Denis. La capitale politique, administrative, financière, économique, culturelle et universitaire de la France est aussi un territoire où le taux de non-emploi est anormalement élevé et où la durée du chômage est particulièrement longue.

Le phénomène n'est pas nouveau. Depuis plus de trente ans, le taux de chômage de Paris se maintient au-delà de celui de la région Île-de-France et est très souvent au-dessus de la moyenne nationale (graphique 1-A). En 2010, on dénombre quarante-huit départements qui ont un taux de chômage inférieur à celui de Paris. En 2005, on en dénombrait même soixante-treize. Au début des années 1990, Paris avait le taux de chômage le plus élevé de l'Île-de-France, devant la Seine-Saint-Denis (graphique 1-B). Les statistiques sont sans appel. Même si Paris a eu tendance à se rapprocher des autres départements depuis le début des années 1990, son taux de chômage est encore de deux points plus élevés que celui de l'Essonne ou des Yvelines.

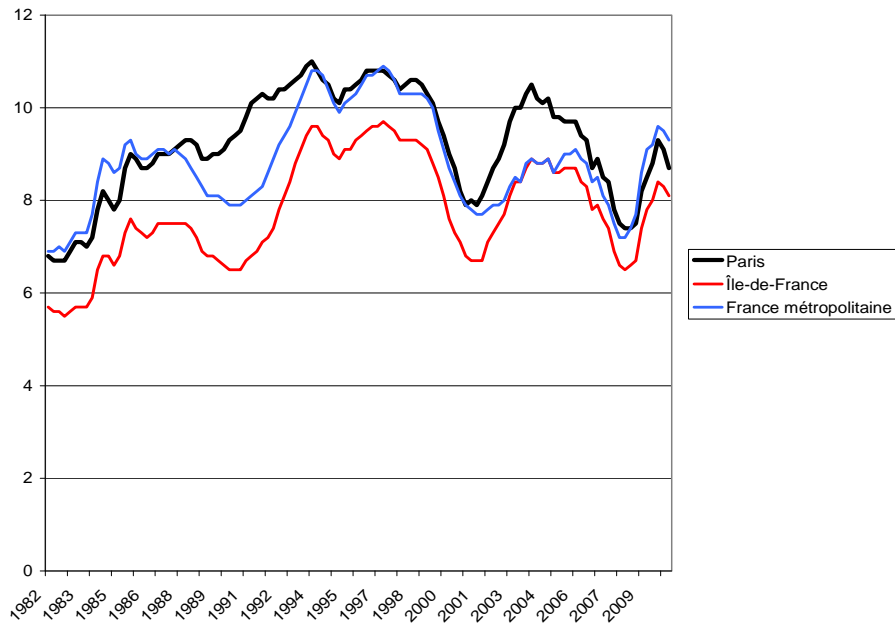
C'est aussi à Paris que la proportion de chômeurs de longue durée et celle d'allocataires de minima sociaux sont parmi les plus élevées. Avant l'instauration du revenu de solidarité active (RSA), en juin 2009, on y dénombrait plus de 62 500 allocataires du revenu minimum d'insertion (RMI), soit 4,3 % de la population parisienne. C'est très supérieur à la situation de la région (3,6 %) et à celle de la France métropolitaine (3,2 %). Toutes ces données prennent à contre-pied l'image d'Épinal selon laquelle la capitale politique et économique de la France constituerait un territoire favorisant l'accès à l'emploi des chômeurs.

L'objet de cette étude est de s'interroger sur les causes d'un tel phénomène. Dans un premier temps, nous mobilisons des sources administratives exhaustives, les fichiers de Pôle emploi et le fichier de la Caisse d'allocations familiales (Caf) de Paris pour construire des indicateurs de flux à un niveau spatial assez fin pour nous permettre de décrire le retour à l'emploi et de produire un ensemble de constats originaux sur la situation parisienne. Puis, nous proposons une explication au chômage parisien et nous la testons en la confrontant à ces données et en estimant empiriquement un modèle explicatif.

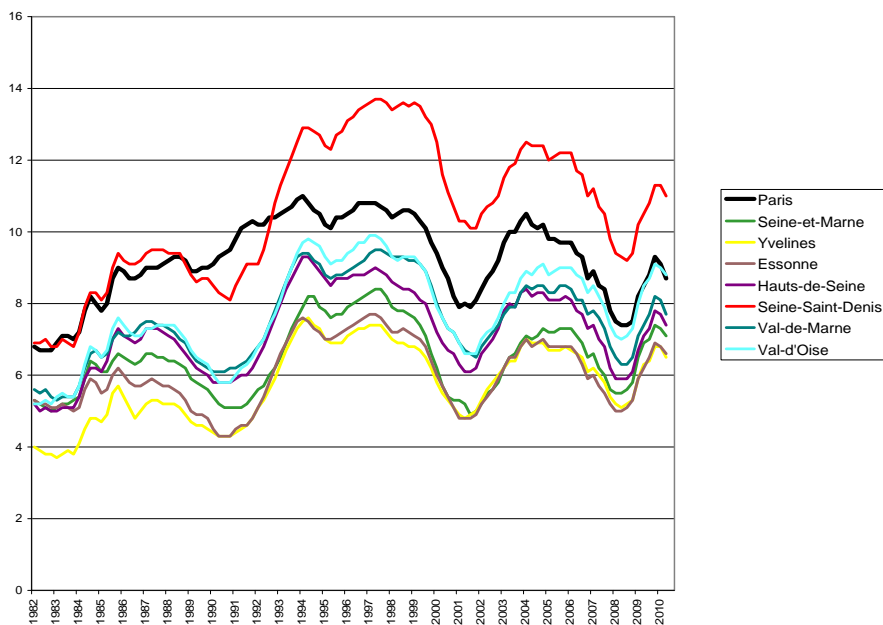
² Ce travail a bénéficié du soutien de la Ville de Paris dans le cadre de l'appel à projet 2008 et du programme « Paris - Portrait social », d'une mise à disposition de données de la Caisse d'allocations familiales (Caf) de Paris et de l'assistance cartographique de l'Atelier parisien d'urbanisme (APUR). Nous remercions pour leurs remarques Bruno Bouvier et Barbara Chabbal ainsi que Véronique Martin pour l'accès aux données de la Caf de Paris. Ce travail a bénéficié en outre de discussions et de commentaires d'Emmanuel Duguet, Antoine Goujard et Richard Duhautois. Il a également bénéficié des remarques des participants aux séminaires de présentation qui ont eu lieu à la Préfecture de la Région Île-de-France, à l'APUR et à la Caf de Paris.

³ *Source* : Insee, taux de chômage au sens du BIT, données du premier trimestre 2010.

Graphique 1. Taux de chômage
1-A. Comparaison Paris/Île-de-France



1-B. Comparaison Paris/autres départements franciliens



Source : Insee.

1. LES HABITANTS DE PARIS ÉPROUVENT PLUS DE DIFFICULTÉS POUR SORTIR DU CHÔMAGE

Les comparaisons de taux de chômage reposent sur des indicateurs de stock qui sont informatifs, mais qui ne sont pas suffisants pour porter un diagnostic complet sur la nature et les causes des problèmes. Ils méritent d'être complétés par des indicateurs de flux sur le marché du travail, tels que des taux d'entrée et de sortie du chômage, la durée moyenne du

chômage, etc. Ces indicateurs sont les seuls qui renseignent sur les trajectoires individuelles, sur les chances du retour à l'emploi pour les chômeurs. Un marché local du travail très dynamique, où l'on retrouve rapidement un emploi et où les employeurs pourvoient rapidement leurs offres, peut présenter un taux de chômage élevé, si les taux d'entrée en chômage sont importants relativement aux taux de sortie. Inversement, un marché du travail peu dynamique, avec des taux de sortie faibles, peut présenter un taux de chômage faible si les taux d'entrée en chômage sont eux-mêmes très faibles.

Dans le cas de Paris en particulier, on aimerait savoir si l'état préoccupant du marché du travail, lorsque l'on examine le nombre de demandeurs d'emploi, est lié principalement à des entrées élevées ou à des sorties faibles. Paris a joué historiquement un rôle d'attracteur pour beaucoup de Français de province et l'on peut se demander si le chômage élevé à Paris ne traduit pas cette particularité. Des jeunes primo-actifs « monteraient » à Paris pour y trouver du travail, ce qui grossirait le stock de demandeurs d'emploi et élèverait mécaniquement le taux de chômage.

Pour répondre à ce questionnement, nous cherchons à mesurer les chances de sortie du chômage à Paris et, plus globalement, en région parisienne. Cependant, les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Pour les dénombrer, la meilleure source est le fichier historique statistique (FHS) de Pôle emploi, qui est une source administrative. Elle permet de suivre les parcours individuels des demandeurs d'emploi en enregistrant tous les événements successifs depuis leur première inscription à Pôle emploi. Mais elle ne couvre pas les parcours des demandeurs une fois qu'ils ont repris un emploi ou lorsqu'ils n'y sont plus inscrits. Or, si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de Pôle emploi, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi.

Nous reprenons ici les indicateurs calculés par Duguet, L'Horty et Sari (2009) en Île-de-France et dans les vingt-deux régions métropolitaines. Afin de pouvoir suivre les demandeurs d'emploi dans le temps, sur une durée suffisamment longue, nous nous limitons à la cohorte des personnes qui se sont inscrites entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1^{er} juillet 2001 a été retenue car elle correspond à l'entrée en vigueur d'un nouveau système d'indemnisation du chômage. Ainsi, on étudie une période homogène du point de vue de l'indemnisation. Le fichier utilisé est la version du FHS mis à jour jusqu'au 31 mars 2006. Nous suivons donc cette cohorte de chômeurs sur près de cinq ans. Les taux de sortie sont calculés en estimant des modèles de durées sur les données individuelles des fichiers administratifs en retenant une spécification à la Weibull qui est l'approche paramétrique la plus utilisée dans les travaux appliqués⁴. Selon ce modèle, le taux de sortie du chômage est une fonction du temps passé au chômage et dépend aussi des caractéristiques de l'individu, telles que l'âge, le sexe ou le niveau de diplôme. L'ajout d'un effet fixe local permet d'évaluer le taux de sortie dans la localité en prenant en compte ou non les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. Comme nos estimations ont été réalisées sur l'ensemble de la France métropolitaine, on dispose d'une batterie de taux de sortie au niveau communal qui permet de calculer des taux de moyen à n'importe quel niveau géographique moins fin.

⁴ À ce stade il importe de noter que taux de sortie du chômage et durée du chômage traduisent une seule et même réalité. En effet, plus la durée est courte, plus le taux de sortie est élevé, et inversement. En régime stationnaire, la durée est exactement égale à l'inverse du taux de sortie.

Le recours à des fichiers administratifs pose la question de la mesure de la sortie du chômage. En croisant les deux définitions des sorties du chômage, *sortie des listes* et *reprise d'emploi déclarée*, et deux mesures de la durabilité des sorties, *d'au moins un mois* et *de six mois et plus*, on obtient quatre définitions de la sortie du chômage. Le choix de l'une ou l'autre de ces définitions a une influence assez nette sur le nombre de sorties. En limitant l'observation aux reprises d'emploi déclarées, le nombre de sorties est beaucoup plus faible. En Île-de-France, il est divisé par deux (308 619, au lieu de 629 046). En se limitant aux sorties durables, on réduit à nouveau le nombre de sorties, d'environ un quart (on dénombre ainsi 258 952 sorties de six mois et plus pour cause de reprise d'emploi déclarée).

Tableau 1. Région Île-de-France et région métropolitaine moyenne

(en mois)		Quartile inférieure	Médiane	Quartile Supérieur
Durée brute, sortie des listes	Île-de-France	10,7	11,5	12,8
	Région moyenne	9,7	10,5	11,4
Durée brute, reprises d'emploi déclarées	Île-de-France	32,1	38,5	46,4
	Région moyenne	26,5	32,6	38,3
Durée nette, sortie des listes	Île-de-France	10,5	11,1	11,7
	Région moyenne	9,5	10,4	11,1
Durée nette, reprises d'emploi déclarées	Île-de-France	30,9	36,6	41,9
	Région moyenne	26,5	29,8	35,6
Durée brute, sortie des listes, plus de six mois	Île-de-France	15,6	16,8	18,1
	Région moyenne	15,4	16,6	17,8
Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois	Île-de-France	42,2	51,2	61,9
	Région moyenne	39,7	48,9	58,2
Durée nette, sortie des listes, plus de six mois	Île-de-France	14,9	15,9	16,9
	Région moyenne	14,9	16,3	17,2
Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois	Île-de-France	44,5	51,7	60,4
	Région moyenne	26,8	49,4	58,2

Lecture : Le tableau donne des indications sur la distribution selon les localités de l'espérance de durée du chômage, exprimée en mois, selon les différentes définitions des sorties du chômage. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Avec ces définitions, on constate tout d'abord que la région Île-de-France, première région économique de France, où le nombre d'emplois est le plus élevé et où le nombre d'entreprises est le plus important, est aussi l'une des régions où les taux de sortie du chômage sont les plus

faibles et où la durée du chômage est la plus longue. La position de l'Île-de-France est variable selon les indicateurs, mais elle se situe généralement dans les cinq régions de France métropolitaine où le taux de retour à l'emploi est le plus faible. Les autres régions très défavorables sont la Picardie, le Nord Pas-de Calais, la Haute-Normandie, Poitou-Charentes et l'Auvergne. Les régions les plus favorables sont la Corse, Rhône-Alpes, l'Alsace, la Lorraine et les Pays de la Loire. Relativement à la moyenne des régions, l'Île-de-France apparaît systématiquement, quelle que soit la définition retenue pour la sortie du chômage et l'indicateur considéré, comme une région où les sorties du chômage sont très pénalisées (tableau 1).

Il y a des contrastes assez nets entre les huit départements franciliens. Un département se situe très favorablement, c'est l'Essonne qui est dans le premier quart des départements d'où l'on sort le plus vite du chômage. Les autres sont dans une situation défavorable. Le Val-de-Marne et les Yvelines sont dans le dernier tiers des départements français les moins bien situés. Les autres sont dans le dernier quart, voire dans les dix derniers départements pour la Seine-Saint-Denis, le Val-d'Oise et pour Paris. Contrairement à toute attente, Paris est systématiquement le département le plus mal classé de la région Île-de France, quel que soit l'indicateur retenu pour définir la durée du chômage.

Tableau 2. Positions des huit départements franciliens à l'échelle nationale

	Paris (75)	Hauts- de- Seine (92)	Seine- Saint- Denis (93)	Val-de- Marne (94)	Seine- et- Marne (77)	Val- d'Oise (95)	Essonne (91)	Yvelines (78)
Durée brute, sortie des listes	96	87	77	72	66	79	17	78
Durée brute, reprises d'emploi déclarées	93	72	89	73	38	76	29	49
Durée nette, sortie des listes	91	78	84	66	64	79	24	74
Durée nette, reprises d'emploi déclarées	91	76	90	68	54	80	45	60
Durée brute, sortie des listes, plus de six mois	93	53	55	32	29	45	9	35
Durée brute, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois	93	69	89	70	36	76	26	47
Durée nette, sortie des listes, plus de six mois	75	51	63	33	26	47	10	41
Durée nette, reprises d'emploi déclarées, plus de six mois	81	63	79	51	28	70	23	42

Lecture : Paris est en 96^e (i.e., dernière) position dans le classement national des départements par ordre croissant de durée brute de chômage selon la convention 1 (sorties des listes). Le tableau donne la position des départements selon la moyenne des espérances de durée du chômage selon les localités, exprimée en mois et selon les différentes conventions. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Paris est bien l'un des départements français où les demandeurs d'emploi ont en moyenne le moins de chance de sortir du chômage. Les chances y sont nettement plus faibles que la moyenne française, et elles le sont aussi relativement à n'importe quel département de la petite couronne. La durée moyenne d'inscription à Pôle emploi avant de déclarer une reprise d'emploi est de 14 mois à Paris, contre 11 mois dans les départements de la petite couronne, et 9,6 mois en Essonne.

Ainsi, ces premiers éléments indiquent que les niveaux élevés des indicateurs de stock, qui mesurent le chômage à Paris, s'expliquent avant tout par les difficultés de sortie du chômage plutôt que par la facilité à y entrer. Paris, en particulier, et l'Île-de-France, en général, se présentent sous un jour plus défavorable sur la base des indicateurs de sortie du chômage qu'avec des indicateurs de stock tel que le taux de chômage moyen.

2. IL S'AGIT BIEN D'UN PROBLÈME PARISIEN

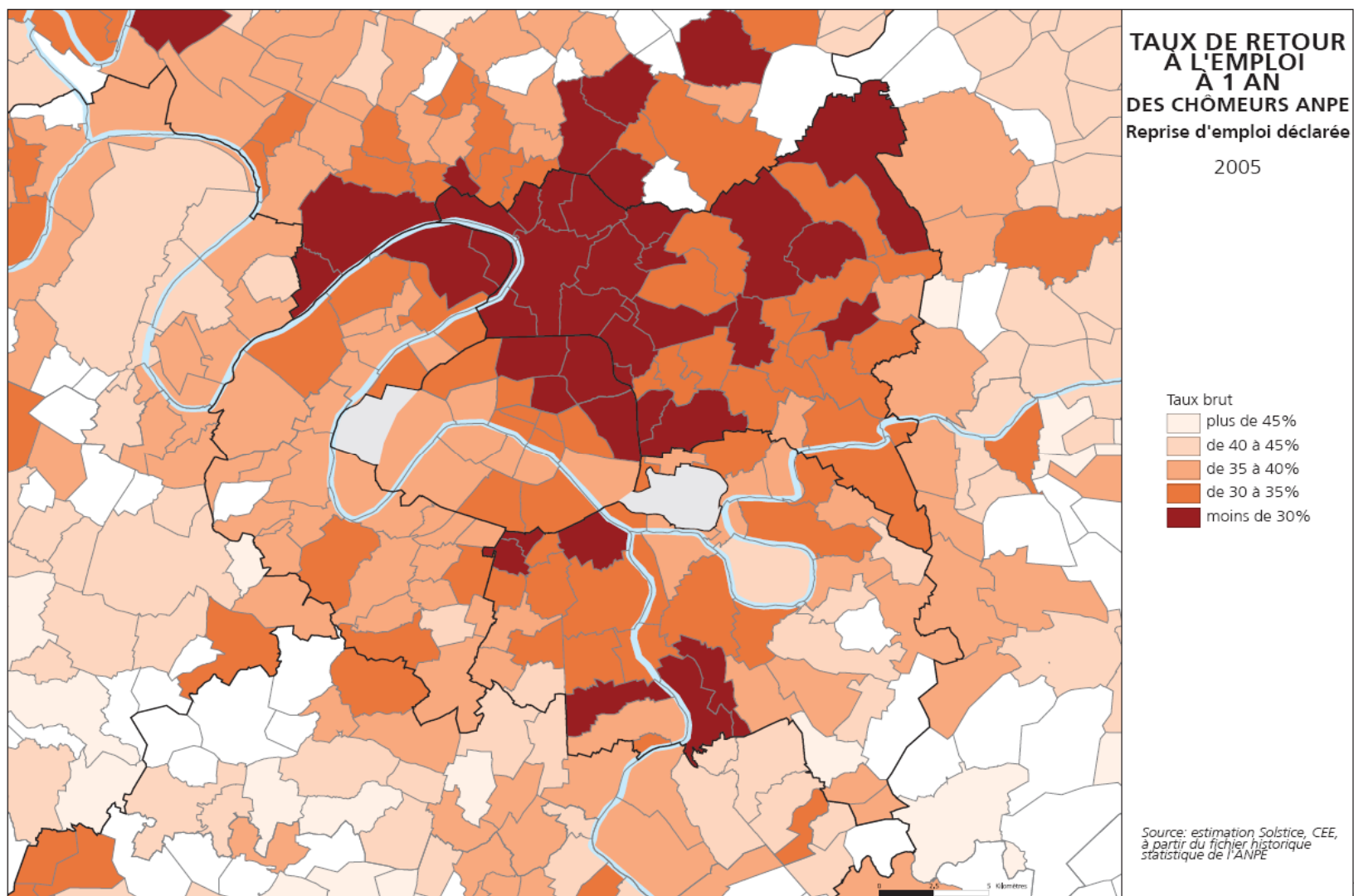
Pour avancer dans l'interprétation, on aimerait aussi savoir si les singularités parisiennes concernent tous les Parisiens ou si elles sont liées à la situation de certains arrondissements ou de certains quartiers. On aimerait savoir également s'il y a une différence réelle avec les communes de la petite couronne et celles de la grande couronne. Pour éclairer ces questions, il faudrait pouvoir disposer d'indicateurs de flux à un niveau spatial fin. C'est l'objet de cette section.

Il y a de très grandes différences selon les arrondissements parisiens dans le nombre de demandeurs d'emploi ou dans le taux de chômage moyen, en particulier pour les 19^e, 18^e, 10^e et 20^e arrondissements qui sont les plus touchés par un chômage élevé. Pour autant, du point de vue de la durée du chômage, la singularité de Paris ne tient pas à ces arrondissements en particulier. Tous les arrondissements présentent des taux de sortie faibles du chômage, et cela est vrai quel que soit l'indicateur considéré. Ils se situent tous dans les déciles des communes dont les taux de sortie sont parmi les plus faibles. Paris apparaît globalement comme une zone cohérente où les taux de retour à l'emploi sont uniformément faibles. Ce n'est pas le seul exemple de « massif » uniformément défavorable au retour à l'emploi dans la région Île-de-France, ni même dans la France entière, mais c'est un exemple particulièrement illustratif de l'existence de ces massifs qui construisent une véritable géographie du chômage en France (Duguet *et alii*, 2007).

En Île-de-France, on observe une logique circulaire dans l'organisation des cartes de sortie du chômage (carte 1). Au centre et dans la grande périphérie, les sorties du chômage sont plus rares que dans une zone intermédiaire de moyenne périphérie à l'échelle régionale. Ainsi, Paris et la grande couronne se démarquent par la présence de nombreux massifs défavorables à la sortie du chômage et au retour à l'emploi. On observe en revanche une sorte de ceinture au-delà de la petite couronne, où les durées moyennes de sorties du chômage sont relativement favorables. C'est très net en Essonne qui comprend une large zone favorable au retour à l'emploi où les durées moyennes de chômage sont souvent inférieures à dix mois, ce qui la distingue particulièrement des autres départements. En d'autres termes, il faut s'éloigner de Paris pour augmenter ses chances de trouver un emploi, mais pas trop quand même...

La durée du chômage a donc un profil spatial particulier en Île-de-France. Ce profil a une forme en U en fonction de la distance au centre de la région. Il est représenté dans le graphique 1. La branche droite du U, où la durée du chômage augmente avec la distance au centre de Paris, est liée principalement à un problème de distance physique aux emplois (Duguet *et alii*, 2009). L'objet de la présente étude est d'interpréter la partie gauche de la forme en U et plus précisément de répondre à la question : pourquoi la durée du chômage augmente-t-elle lorsque l'on réside à proximité du centre de Paris ?

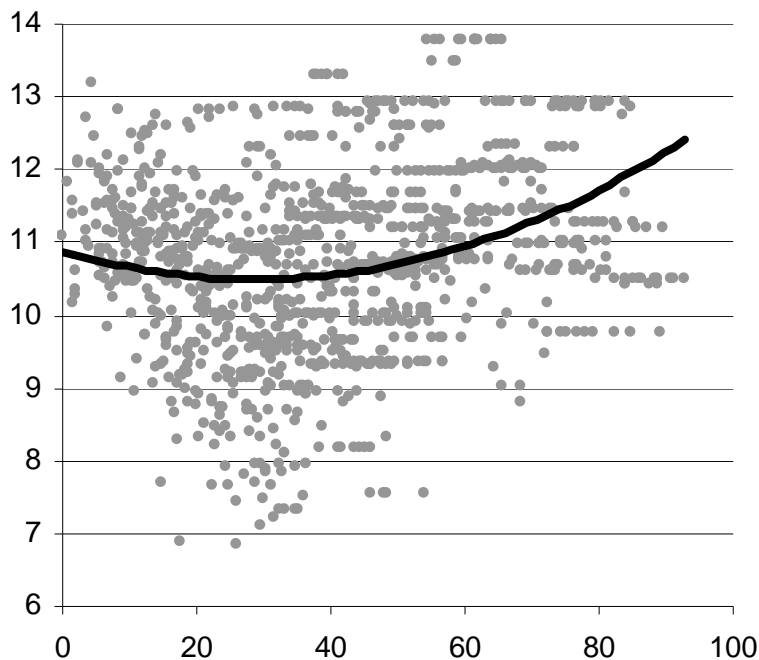
Carte 1. Taux locaux de retour à l'emploi (*Taux bruts*)



Lecture : Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque localité à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La carte 1 représente la distribution régionale des taux bruts de sortie du chômage. Les sorties ont lieu lorsqu'un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Graphique 1. Durées du chômage (en mois) avant une « sortie de liste »



Lecture : Chaque point du graphique est une commune d'Île-de-France. L'axe horizontal est la distance (en kilomètres) au centre de Paris. L'axe vertical est la durée communale du chômage (en mois). Les durées de chômage ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La courbe en gras est une simple tendance polynomiale à l'ordre 2.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

3. C'EST UN PROBLÈME GÉNÉRAL QUI N'EST PAS LIÉ À UNE POPULATION PARTICULIÈRE DE DEMANDEURS D'EMPLOI

On souhaiterait aussi savoir si le problème est général ou s'il touche plus particulièrement certaines catégories de demandeurs d'emploi. Par exemple, dans le cas de Paris, la forte surreprésentation des intermittents du spectacle est parfois évoquée comme étant responsable du chômage élevé. Pour le vérifier, il faudrait que les indicateurs de flux estimés à un niveau spatial fin puissent être déclinés selon les caractéristiques des demandeurs d'emploi.

C'est pourquoi nous avons estimé deux ensembles de taux de sortie locaux. Le premier est appelé « taux brut » et correspond à la statistique descriptive de retour à l'emploi au niveau de la localité⁵. Le deuxième est appelé « taux net » et correspond au taux que la localité aurait si ces demandeurs d'emploi avaient les mêmes caractéristiques que celles de la région. Les

⁵ Rappelons ici que les taux bruts de sortie du chômage ne sont qu'une transformation mathématique des durées brutes de chômage obtenues à partir de modèles économétriques. Ce sont là deux formulations différentes d'une même observation.

variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des taux nets sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code du Répertoire opérationnel des métiers et des emplois-Rome), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI. Un troisième indicateur peut alors être calculé pour faire ressortir le rôle de la composition locale de la main-d'œuvre dans les chances de sortir du chômage. Il s'agit de la différence « taux brut moins taux net ». Une différence positive, un taux brut supérieur au taux net, indique une main-d'œuvre localement favorable au retour à l'emploi. En effet, dans ce cas, on observe que le taux de sortie du chômage est plus élevé, lorsque l'on ne ramène pas les caractéristiques sociodémographiques de la main-d'œuvre locale à sa moyenne régionale, qu'il ne l'est lorsque cela est fait. On en conclut que, localement, les caractéristiques des demandeurs d'emplois sont dans l'ensemble plus propices à une reprise rapide d'un emploi qu'elles ne le sont pour l'ensemble des demandeurs d'emplois de la région. À l'inverse, une différence négative indique une main-d'œuvre dont la composition socio-économique défavorise, localement, le retour à l'emploi.

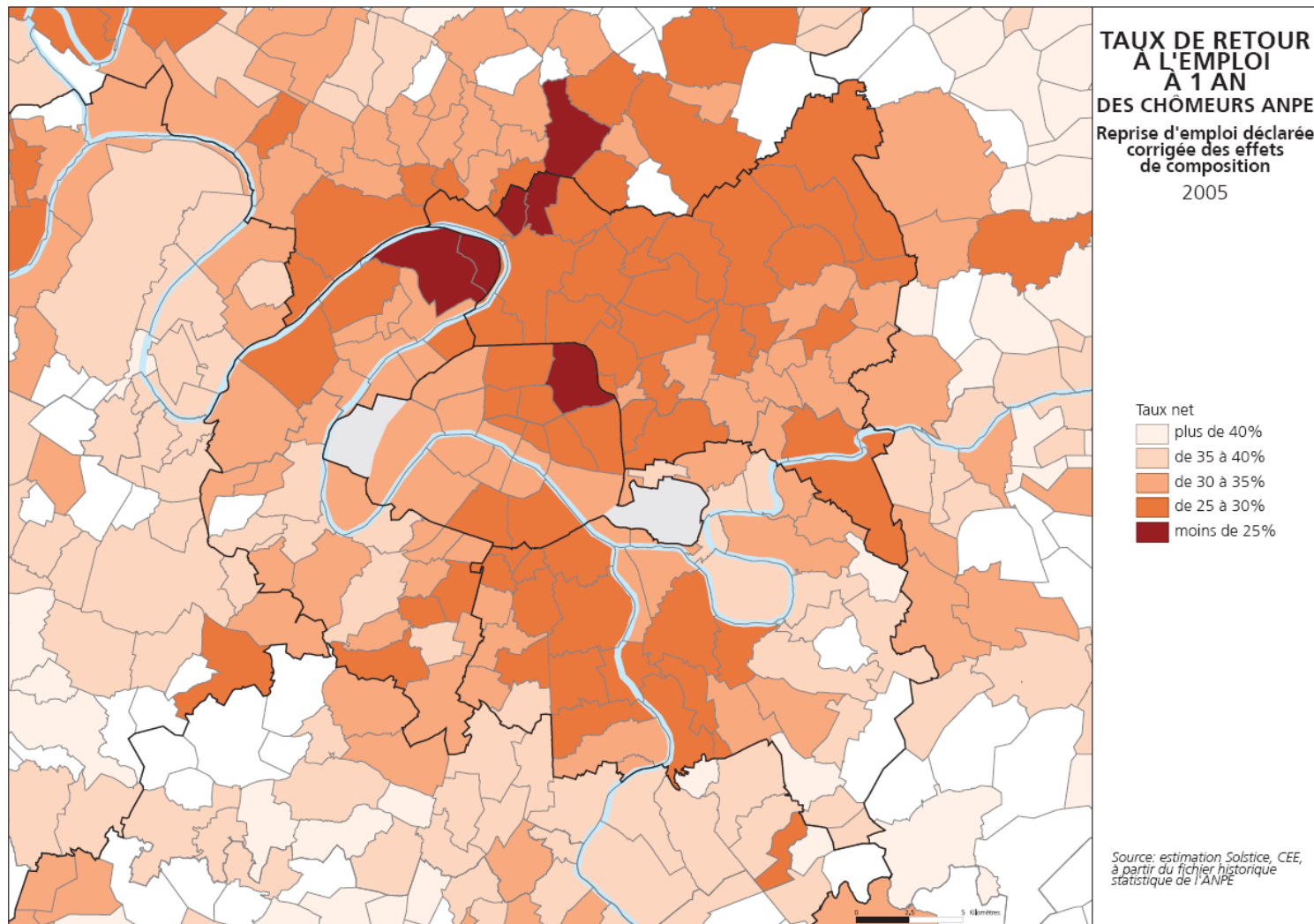
La carte des taux nets (carte 2) indique ce qu'auraient été les performances des localités si les chômeurs avaient eu les caractéristiques sociodémographiques moyennes de leur région (sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code Rome), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI). Elle met en évidence le rôle des caractéristiques des chômeurs dans les disparités locales.

On constate que Paris est une zone où l'écart entre les taux bruts et les taux nets est uniformément élevé et positif. Si les chômeurs parisiens avaient le profil sociodémographique des chômeurs de l'Île-de-France, ils sortiraient encore moins vite du chômage. Cela est lié au fait que les demandeurs d'emploi parisiens sont en moyenne plus diplômés que les autres et que le diplôme exerce un effet favorable sur les chances de sortir du chômage.

Dès lors que l'on tient compte de ces effets de composition, les différences entre arrondissements ont tendance à s'atténuer. On constate sur le graphique 2 que la prise en compte des caractéristiques individuelles des chômeurs réduit la dispersion des taux de sortie par arrondissement. En d'autres termes, il y a bien plus de différences entre les arrondissements selon les taux bruts de sortie du chômage que selon les taux nets. Les arrondissements les plus exposés à une durée élevée de chômage (19^e, 18^e, 10^e et 20^e arrondissements de Paris) sont parmi les moins avantagés par la composition des demandeurs d'emplois. Ceux d'où l'on sort le plus vite du chômage (6^e, 15^e, 7^e et 8^e arrondissements de Paris) sont les plus avantagés par leur composition sociodémographique. Ces effets de composition qui correspondent à la différence « taux nets » moins « taux bruts » sont cartographiés dans l'annexe 1 où l'on voit clairement que les contrastes entre arrondissements parisiens sont importants.

Les différences d'exposition au chômage des arrondissements parisiens s'expliquent donc en grande partie par les différences de composition des demandeurs d'emploi entre ces arrondissements. Dès lors que ces effets de composition sont neutralisés, il y a assez peu de différences entre les arrondissements de Paris du point de vue des chances, pour ceux qui y résident, de retrouver un emploi.

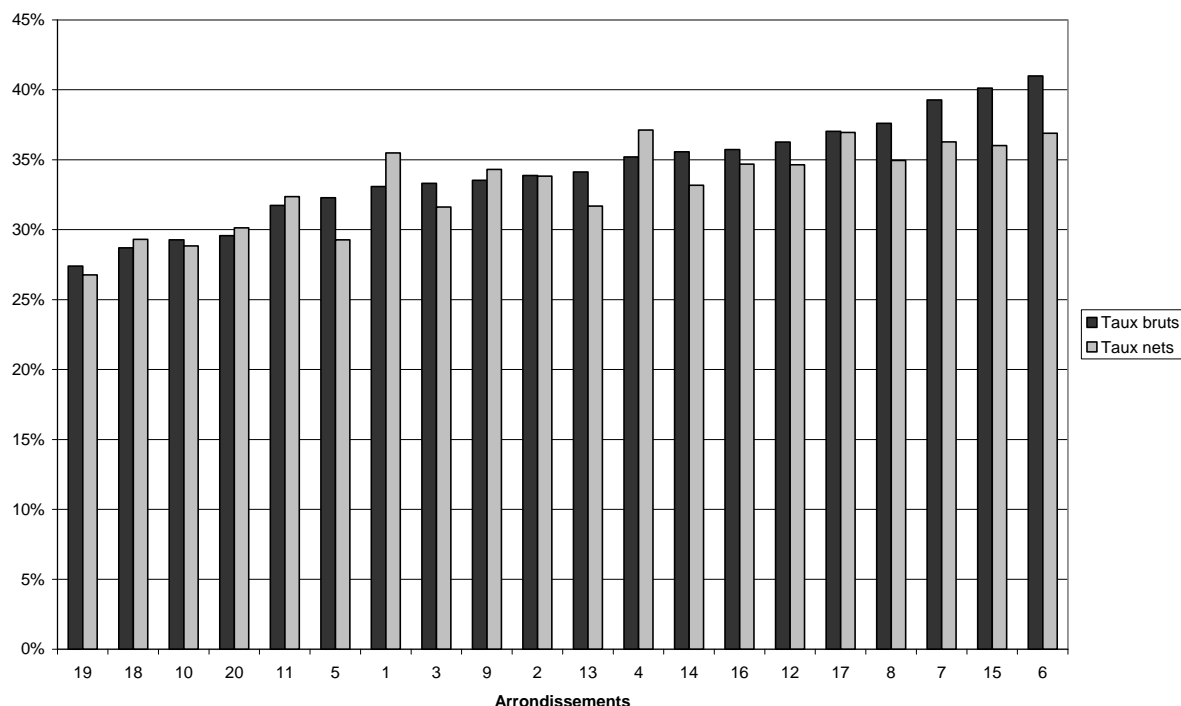
Carte 2. Taux locaux de retour à l'emploi, corrigé des effets de composition



Lecture : Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque localité à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. Les sorties ont lieu lorsqu'un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur. Dans la carte 2, les « taux nets » sont établis en calculant les taux de sortie du chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles).

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique de Pôle emploi.

Graphique 2. Taux de sortie du chômage dans les arrondissements parisiens, avant et après contrôle par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi



Lecture : Les taux de sortie du chômage ont été évalués dans chaque arrondissement à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. Les sorties ont lieu lorsqu'un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur. Les « taux nets » sont établis en calculant les taux de sortie du chômage que l'arrondissement aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de l'Île-de-France (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles).

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

4. LE PROBLÈME SE POSE DANS LES MÊMES TERMES POUR LE RETOUR À L'EMPLOI DES ALLOCATAIRES DES MINIMA SOCIAUX

Dans cette section, on s'intéresse plus spécifiquement aux allocataires du RMI (qui correspondent depuis juillet 2009 soit aux allocataires du RSA socle, soit aux allocataires du RSA socle + activité). On cherche à voir si l'on peut retrouver certains des constats précédents et en faire émerger de nouveaux. Pour cela, on mobilise une nouvelle source statistique, les fichiers de gestion du RMI qui sont ceux de la Caf de Paris.

Comme pour la durée du chômage, la part élevée d'allocataires du RMI à Paris peut être liée à un taux d'entrée élevé en RMI ou à un taux de sortie faible. Selon l'étude de Aldeghi et Simon (2002), qui observent entrées et sorties du RMI à Paris, les entrées ne sont guère en cause. La capitale est plus répulsive qu'attractive pour les allocataires du RMI. C'est donc plutôt du côté des sorties qu'il faut rechercher l'origine du nombre élevé d'allocataires du RMI parisiens.

Pour mesurer les taux de sortie, on suit jusqu'au 31 mars 2006 l'ensemble des inscrits au RMI en décembre 2004, soit pendant quinze mois. Les codes IRIS (Ilots regroupés pour

l'information statistique) sont renseignés dans le premier fichier, au 31 décembre 2004, mais pas après. Par rapport à l'étude de Duguet, Goujard et L'Horty (2009), on ne peut donc pas apparier deux fichiers consécutifs de stock des allocataires du RMI, car une partie des allocataires n'aurait pas d'identifiant IRIS⁶. On peut donc penser que les allocataires de courte durée sont sous-représentés dans les fichiers. On utilise ensuite les fichiers de stocks trimestriels (BENETRIM) pour suivre la cohorte de RMistes présente au 31 décembre 2004 jusqu'à la fin mars 2006. On repère alors les sorties vers l'emploi par le passage par le dispositif d'intéressement des allocataires (qui permettait aux allocataires du RMI de cumuler temporairement l'allocation de RMI avec leur revenu d'activité). On s'intéresse au taux de passage par l'intéressement des allocataires douze mois après le 31 décembre 2004.

Pour mesurer les effets locaux à un niveau très fin et « toutes choses égales par ailleurs », on a recours à des modèles Logit multinomiaux⁷ qui permettent de modéliser les choix individuels entre de multiples alternatives. Celles-ci sont ici au nombre de trois : sortir du RMI par l'intéressement avant douze mois, sortir du RMI par un autre moyen avant douze mois (dont attrition), ne pas sortir du RMI.

Effectivement, les chances de sortir du RMI sont globalement faibles à Paris. Selon les estimations réalisées par Duguet, Goujard et L'Horty (2009), elles sont à peine supérieures à celles de la ville de Marseille ou de la région Île-de-France. Elles sont surtout beaucoup plus faibles que celles de la moyenne métropolitaine française ou celles de la ville de Lyon. Lorsque l'on prend en compte les caractéristiques des allocataires, en raisonnant avec des taux nets plutôt que des taux bruts, la position relative de Paris s'améliore légèrement. La composition des allocataires ne paraît donc que peu favorable et n'est, par conséquent, pas susceptible d'expliquer les mauvaises performances de Paris en matière de sortie du RMI.

Toutefois, cet effet de composition légèrement favorable de la population parisienne au RMI masque vraisemblablement plusieurs effets qui se compensent. D'abord, les allocataires du RMI à Paris sont un peu plus âgés que ceux de la France métropolitaine et sont plus souvent des célibataires, ce qui réduit les chances de retour à l'emploi relativement à d'autres départements. Ensuite, cet effet de composition défavorable est compensé par le faible nombre d'enfants, une moindre ancienneté d'inscription au RMI, en moyenne, ainsi que des revenus un peu plus élevés, ce qui joue positivement sur le retour à l'emploi. La part des personnes isolées sans enfant est particulièrement élevée à Paris où un allocataire sur deux est un homme seul (50,2 %) et un sur quatre une femme seule (25,8 %) : 76 % des allocataires parisiens sont des isolés sans enfants, contre 65 % en Île-de-France et 58 % en moyenne en France métropolitaine (MIPES, 2007 et Anguis, 2007).

Pour autant, il existe des différences très importantes dans les chances de retour à l'emploi à l'intérieur de Paris. La dispersion apparaît très grande entre l'ensemble des quartiers découpés selon les codes IRIS (carte 3-A). Partout à Paris, des quartiers favorables au retour à l'emploi côtoient des quartiers très défavorables. Le taux médian d'entrée en intéressement est de 13,5 % au bout de douze mois. Dans les 10 % des quartiers les plus défavorables, il est seulement de moins de 7,7 %. Dans les 10 % de quartiers les plus favorables, il dépasse 22,6 %.

⁶ Les IRIS sont des Ilots regroupés pour l'information statistique. Il s'agit d'un découpage territorial utilisé par l'Insee, formé d'ilots regroupant environ 2 000 habitants dans des ensembles urbains plus importants démographiquement.

⁷ Ces estimations ont été effectuées par Antoine Goujard dans le cadre d'une convention de mise à disposition des données signée avec la Cnaf de Paris.

Carte 3. Taux locaux d'entrée en intéressement

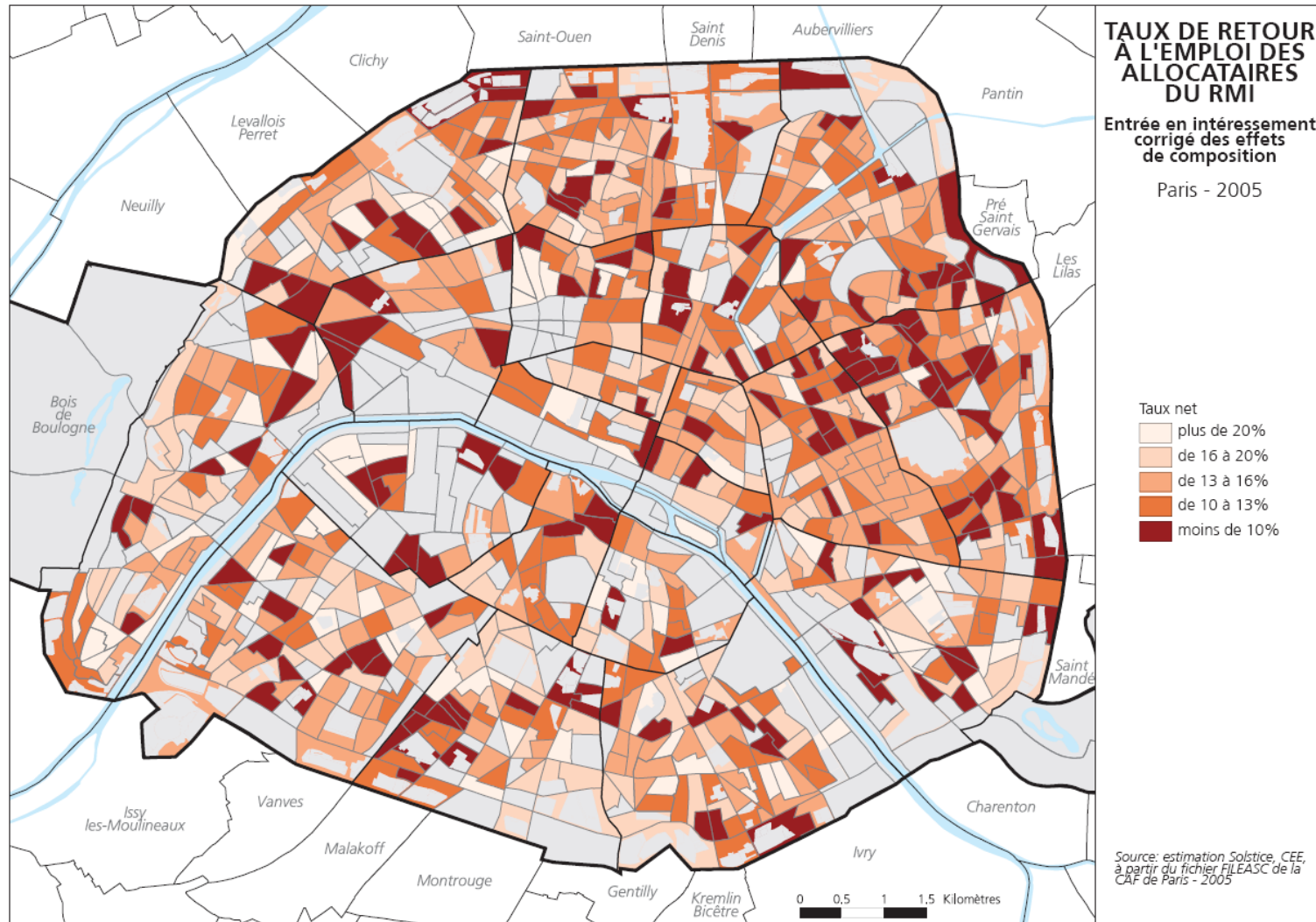
3-A. Taux bruts



Lecture : Les taux d'entrée en intéressement ont été évalués au niveau de chaque IRIS à l'aide d'estimations économétriques de modèles Logit multinomiaux à effets fixes locaux. La carte 3-A représente la distribution locale des taux bruts d'entrée en intéressement.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier de la Caf de Paris.

3-B. Taux nets



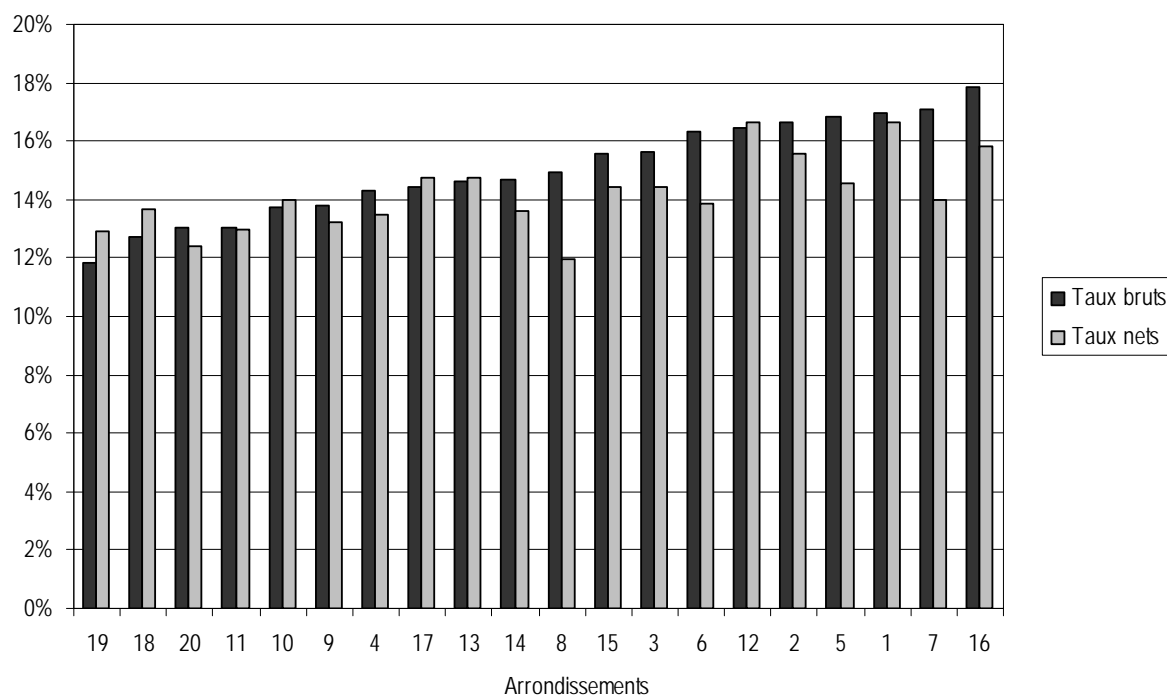
Lecture : Les taux d'entrée en intéressement ont été évalués au niveau de chaque IRIS à l'aide d'estimations économétriques de modèles Logit multinomiaux à effets fixes locaux. Dans la carte 3-B, les « taux nets » sont établis en calculant les taux d'entrée en intéressement que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la ville de Paris (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles).

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier de la Caf de Paris.

Cette dispersion reste élevée lorsque l'on contrôle par les caractéristiques des allocataires (carte 3-B). Quelle que soit la mesure statistique de la dispersion, l'indicateur retenu ne diminue que faiblement après avoir contrôlé des caractéristiques individuelles des allocataires. Ce n'est donc pas la structure par âge, par sexe, par type de ménage ou même selon les revenus, qui peut expliquer la dispersion des taux de sortie du RMI à Paris.

Si l'on observe globalement la carte des taux bruts, on retrouve l'opposition traditionnelle entre les arrondissements de l'est et de l'ouest de Paris (carte 3-A). À l'ouest, les taux d'entrée en intéressement dans les différentes IRIS sont globalement plus élevés qu'à l'est. Mais si l'on observe la carte des taux nets, la différence entre arrondissements de l'ouest et de l'est est beaucoup moins nette (carte 3-B). Elle s'estompe lorsque l'on prend en compte un contrôle par les caractéristiques des allocataires. Cela peut être confirmé statistiquement. La plupart des disparités entre les arrondissements sont en fait des inégalités de structure de population. En revanche, les inégalités intra-arrondissements semblent proportionnellement moins liées à la composition de la population. Il y a bien des effets de composition qui jouent dans la disposition spatiale des chances de sortir du RMI, mais ces effets jouent pour l'essentiel entre les arrondissements et très peu au sein de ces arrondissements.

Graphique 3. Taux d'entrée en intéressement dans les arrondissements parisiens, avant et après contrôle par les caractéristiques individuelles des allocataires du RMI



Lecture : les arrondissements sont classés selon leurs taux bruts d'entrée en intéressement, calculés comme la moyenne pondérée des observations par IRIS. Les IRIS qui comprennent moins de 25 allocataires sont regroupés selon un principe de proximité ou enlevés de l'échantillon si le regroupement s'avère impossible (cf. annexe 1). Après regroupements, on dispose de 753 unités locales.

C'est ce qu'illustre le graphique 3, qui présente, pour chaque arrondissement de Paris, le taux brut d'entrée en intéressement au bout de douze mois de RMI et le taux net, après contrôle des effets de composition. Rappelons, que la différence entre taux net et taux brut mesure l'effet de composition. Par exemple, la population moyenne du 7^e arrondissement est très éloignée en termes de caractéristiques observables de celle de la moyenne parisienne. Le

même phénomène semble jouer dans le 6^e arrondissement, un arrondissement qui compte la plus forte proportion de femmes isolées sans enfant et également une population de RMISTes très jeune. À l'inverse, les arrondissements connaissant de très faibles taux de sortie par l'intéressement, comme le 19^e et le 18^e, apparaissent pénalisés en termes de composition de leur population. En effet, ce sont les deux arrondissements qui présentent les anciennetés moyennes au RMI les plus élevées, les plus fortes proportions de foyers allocataires en couple ou avec de nombreux enfants, ainsi que de fortes proportions d'allocataires bénéficiaires d'aides au logement, qui sont logés dans le parc public. Enfin, des arrondissements comme le 10^e, 11^e, 12^e et le 13^e ont pratiquement les mêmes taux bruts et nets. C'est-à-dire qu'ils ne sont ni avantagés ni désavantagés par la structure observable de leurs populations. En pratique, leur structure de population RMISTe est très proche de celle de la moyenne parisienne.

Au final, il n'y a pas de différences dans les chances de sortir du RMI entre arrondissements. Ces différences s'expliquent entièrement par des effets de composition. C'est parce que les allocataires ont des caractéristiques différentes entre les arrondissements que ces derniers présentent des chances de sortir du RMI différentes. À composition identique, on constate assez peu de différences.

5. UNE EXPLICATION ET UN TEST

Pour interpréter la surexposition des Parisiens au risque de chômage de longue durée, nous recherchons des explications compatibles avec l'ensemble des faits précédents, conformément au vieux principe de l'identité de l'effet et de la cause. En résumé, il s'agit de trouver des facteurs spécifiquement parisiens, qui touchent de façon relativement uniforme tous les arrondissements de Paris, qui affectent peu ou pas du tout les localités *extra muros*, qui concernent autant les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi que les allocataires du RSA, et qui affectent toutes les catégories de demandeurs d'emploi, quels que soient leur âge, leur sexe, leur nationalité, leur niveau de diplômes, leur situation matrimoniale, leur nombre d'enfants, le type de contrat recherché, le métier recherché et le motif d'entrée en chômage, soient toutes les variables de contrôle utilisées pour passer des durées brutes aux durées nettes. Ces facteurs doivent aussi être suffisamment massifs pour avoir un effet important sur les durées de chômage individuelles des 110 000 demandeurs d'emploi parisiens et suffisamment durables pour exercer un effet sur les trente dernières années.

5.1. *Combiner Skill et Spatial Mismatch*

Ce cahier des charges est très restrictif et permet d'évacuer de multiples mauvaises explications. Ainsi, on peut rejeter les analyses catégorielles qui pointeraient par exemple le rôle des intermittents du spectacle ou celui des arrondissements du Nord-est parisien. Pour autant, plusieurs hypothèses candidates satisfont ce cahier des charges. Parmi toutes ces hypothèses, certaines peuvent être invalidées, d'autres ne le peuvent pas, compte tenu des données disponibles. Nous avons délibérément choisi de privilégier les hypothèses explicatives qui pouvaient être testées empiriquement. Dans cette section, nous présentons l'hypothèse qui a passé tous les tests qualitatifs. Nous évoquerons en conclusion les autres hypothèses candidates qui n'ont pas passé les tests, faute de données disponibles (ce qui ne les invalide pas).

L'explication que nous privilégions combine deux mécanismes inspirés de l'économie urbaine et de l'économie du travail. Le premier est le *Spatial Mismatch*, proposé initialement

par Kain (1968), qui revient à expliquer le chômage local par la distance physique aux emplois⁸. Le deuxième est le *Skill Mismatch*, qui met en avant l'inadéquation locale entre les emplois offerts et les emplois demandés et dont les premiers théoriciens sur le marché du travail furent sans doute Jackman, Layard et Savouri (1990).

Considérés individuellement, aucun de ces deux mécanismes ne paraît adapté à la situation parisienne. D'une part, si l'on ne considère pas l'adéquation des qualifications offertes et demandées, les demandeurs d'emploi qui résident à Paris sont physiquement très proches d'un gisement important d'offres d'emploi, ce qui semble invalider la thèse du *Spatial Mismatch*. D'autre part, si l'on ne considère pas la distance physique qui sépare les offres et les demandes d'emploi, le marché du travail francilien dans sa globalité offre aux demandeurs d'emploi parisiens un vaste ensemble d'opportunités qui permet à chaque demandeur d'emploi de trouver de nombreuses offres correspondant à son profil, ce qui paraît invalider l'hypothèse d'un *Skill Mismatch*.

C'est uniquement en combinant les deux mécanismes que l'on parvient à produire une explication plausible du chômage parisien qui, de surcroît, peut être testée sur les données. L'intuition est simple : les chômeurs parisiens résident à proximité d'un gisement d'emplois d'un très grand volume, mais les caractéristiques des emplois offerts ne correspondent pas à celles des emplois demandés. En outre, les offres d'emploi qui correspondent effectivement aux caractéristiques des demandeurs sont, en règle générale, physiquement éloignées du centre de Paris. Compte tenu du profil des demandeurs d'emploi parisiens, des offres d'emploi adéquates existent et elles sont nombreuses, mais elles sont physiquement situées en périphérie intermédiaire de l'agglomération parisienne, c'est-à-dire assez loin de Paris *intra muros*. Éloignés physiquement des offres d'emploi qui correspondent à leurs profils, les demandeurs parisiens subissent un temps de recherche d'emploi plus long que celui des chômeurs d'autres villes et d'autres départements.

5.2. Stratégie d'estimation

Pour tester cette hypothèse, nous avons repris et aménagé l'un des modèles estimés par Georges, L'Horty et Sari (2010), dont l'objet est d'expliquer les durées de chômage locales en Île-de-France par un vaste ensemble d'indicateurs qui couvre à la fois le côté « offre de travail » et le côté « demande ». La variable d'intérêt est la durée locale de chômage, après contrôle des effets de composition (cf. *supra*). Les techniques d'estimation économétrique prennent en compte la dimension spatiale des données, et en particulier le contrôle de l'auto-corrélation spatiale dans la variable expliquée. Formellement, pour tenir compte de l'auto-corrélation spatiale, on construit une *matrice des poids spatiaux*, qui définit les liens qui existent entre les différentes entités géographiques, et qui va permettre par la suite d'introduire dans le modèle économétrique une dépendance spatiale. On note W cette matrice, et w_{ij} son élément caractéristique qui résume les interactions entre les communes i et j . W définit donc la forme fonctionnelle qui lie les observations. Au vu des cartes des durées locales de chômage, et de la présence de grappes de communes homogènes, on choisit de construire une matrice de contiguïté, où les communes ont des liens avec tous leurs voisins immédiats. Afin de couvrir la superficie des zones homogènes de communes, nous autorisons l'interaction jusqu'à trois communes voisines consécutives. Selon le vocabulaire emprunté

⁸ Voir notamment le travail de Gobillon, Selod et Zenou (2007) pour une revue de littérature des différents mécanismes à l'œuvre autour de l'hypothèse de *Spatial Mismatch*.

aux échecs, on sélectionne donc un critère *Reine* à l'ordre 3 (déplacement de la reine dans toutes les cases mitoyennes : on considère que les communes voisines interagissent jusqu'à franchir trois frontières administratives consécutives).

Parmi les modèles classiques de l'économétrie spatiale celui qui correspond le mieux à notre problème est un modèle SAR, de la forme :

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad \text{avec } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

où ρ est le paramètre de dépendance spatiale qui mesure l'intensité des interactions entre les observations et la variable d'intérêt et où X est le vecteur des variables explicatives. Le vecteur β des coefficients est estimé par maximum de vraisemblance :

$$\hat{\beta}_{MV} = (X' X)^{-1} X' (I - \rho W) y = \hat{\beta}_{MCO} - \rho \hat{\beta}^*$$

où $\hat{\beta}_{MCO}$ est l'estimateur MCO de la régression de y sur X , et $\hat{\beta}^*$ l'estimateur MCO de la régression de $W y$ sur X .

Deux groupes de variables explicatives sont utilisés. Les indicateurs qui permettent de contrôler du *Skill Mismatch* sont l'indicateur de Jackman, Layard et Savouri (1990)⁹, et l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux d'emplois non qualifiés. L'indice de Layard, Jackman et Savouri mesure l'écart entre les proportions relatives de chômeurs par qualification selon les communes. Formellement, il correspond à la demi-variance du rapport entre le taux de chômage par qualification u_q (ouvriers, employés, professions intermédiaires et cadres) et le taux de chômage total de la commune u :

$$I_{LJS} = \frac{1}{2} \mathbf{V} \left(\frac{u_q}{u} \right) \quad \text{avec } 0 < I_{LJS} < 1$$

Le deuxième groupe de variables permet de contrôler l'effet du *Spatial Mismatch*. Il comprend : la part des emplois de la région accessibles en un temps de quarante-cinq minutes en transport, la part des emplois de la région accessibles en un temps de quarante-cinq minutes en voiture et la distance moyenne domicile-travail (en kilomètres mais à vol d'oiseau). Ce seuil de quarante-cinq minutes est justifié par différentes études menées par la DREIF¹⁰, qui tendent à montrer que le temps de déplacement moyen pour une personne qui se rend sur son lieu de travail est de l'ordre de trente-six minutes¹¹.

5.3. Résultats

Nous cherchons à expliquer pourquoi la durée du chômage est plus élevée au centre de la région parisienne. Cela équivaut à comprendre pourquoi la courbe des durées de chômage, en fonction de la distance au centre de Paris a une forme en U (cf. graphique 1). Plus précisément, nous cherchons à expliquer la partie gauche de cette courbe en U. Dans ce contexte, notre stratégie empirique est de régresser notre variable d'intérêt, la durée locale de chômage, sur nos variables de contrôle, les indicateurs de *Spatial* et de *Skill Mismatch*, afin de voir si la partie décroissante de la courbe en U est toujours présente.

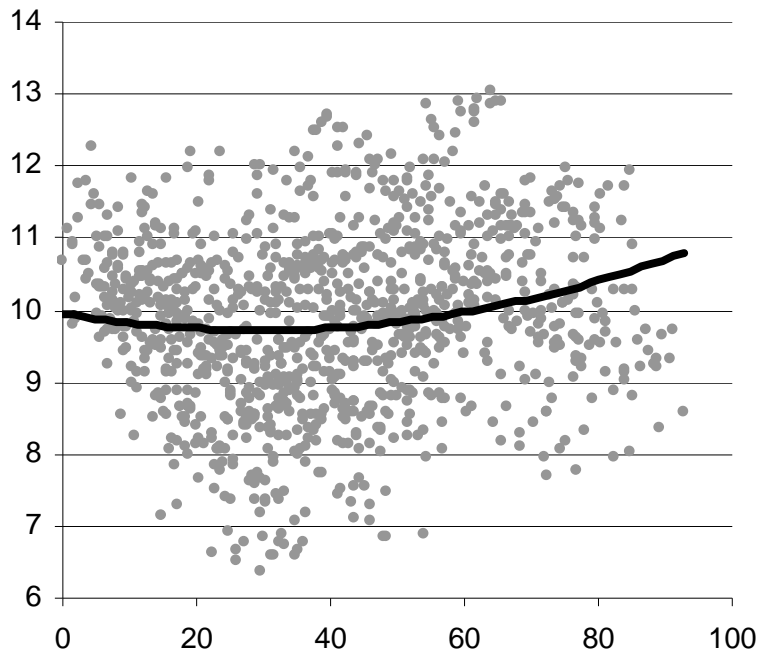
⁹ On a également testé l'indicateur de Sneessens et Shadman-Mehta (1995) qui mesure le décalage entre les structures de l'offre et de la demande en comparant la proportion d'emplois qualifiés dans l'emploi total et la proportion de travailleurs qualifiés dans la population active ; et les résultats obtenus sont comparables.

¹⁰ Direction régionale de l'équipement Île-France.

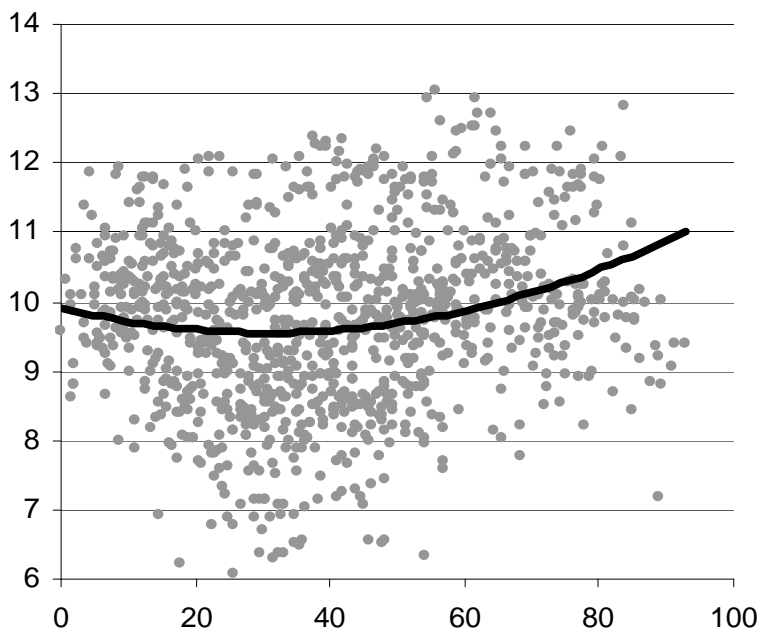
¹¹ 3. Enquête globale de transport 2001-2002, « La mobilité des Franciliens en quelques chiffres ».

Graphique 4. Durées de chômage toutes choses égales par ailleurs

4-A. Après contrôle du *Skill Mismatch*



4-B. Après contrôle du *Spatial Mismatch*

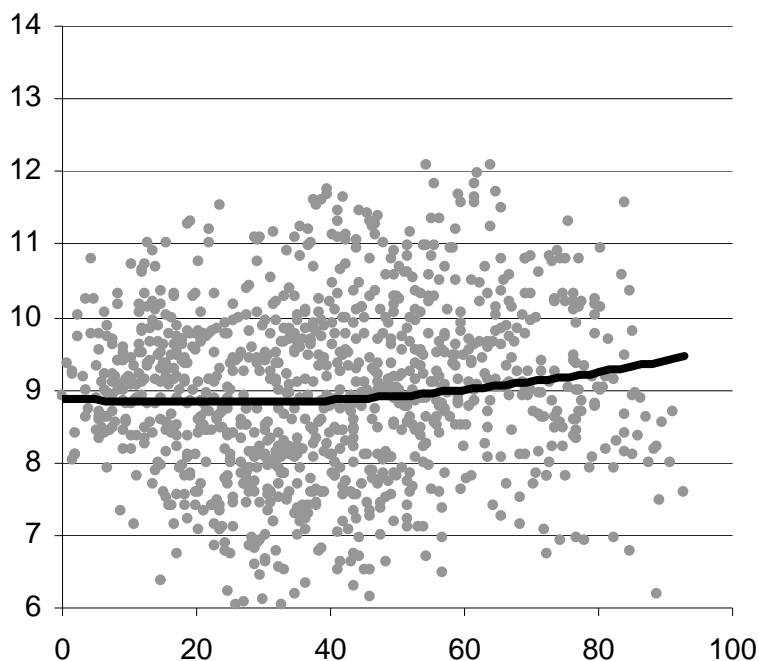


Lecture : Chaque point du graphique est une commune d'Île-de-France. L'axe horizontal est la distance (en kilomètres) au centre de Paris. L'axe vertical est la durée communale du chômage (en mois). Les durées de chômage ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La courbe en gras est une simple tendance polynomiale à l'ordre 2.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Le graphique 4-A présente la distribution spatiale des durées de chômage après avoir « expurgé » à l'aide d'une régression les effets du *Skill Mismatch* considérés de façon isolée. Le graphique 4-B présente le même type de distribution pour les indicateurs de *Spatial Mismatch*. On constate dans les deux cas que, par rapport au graphique n° 1, aucun des deux mécanismes, considérés de façon isolée, ne parvient à expliquer la relation entre la durée du chômage et la distance au centre de Paris.

Graphique 5. Durées de chômage après contrôle du *Skill* et *Spatial Mismatch*



Lecture : Chaque point du graphique est une commune d'Île-de-France. L'axe horizontal est la distance (en kilomètres) au centre de Paris. L'axe vertical est la durée communale du chômage (en mois). Les durées de chômage ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La courbe en gras est une simple tendance polynomiale à l'ordre 2.

Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Le graphique 5 présente, quant à lui, la même distribution lorsque l'on prend en compte de façon simultanée les deux types de mécanismes. On constate, cette fois-ci, que la partie gauche de la courbe en U est complètement plate. Cela signifie que la durée de chômage parisienne n'est plus anormalement élevée lorsque l'on considère effectivement à la fois la distance physique aux emplois et l'inadéquation entre les emplois offerts et demandés. Nous avons vérifié qu'après ce double contrôle par le *Skill Mismatch* et par le *Spatial Mismatch*, il n'y avait plus de corrélation statistiquement significative entre la distance au centre de Paris et la durée locale de chômage pour toutes les localités proches de Paris (dans un rayon de 20, 30 ou 40 kilomètres).

CONCLUSIONS

Les Parisiens sont confrontés à une durée du chômage anormalement longue. Au milieu des années 2000, la durée du chômage était de 14 mois à Paris, contre 11,5 mois dans l'ensemble de la région Île-de-France et 10,5 mois dans la France entière. Cette durée excessive explique pourquoi le taux de chômage parisien est élevé malgré le fait que Paris soit un bassin d'emploi particulièrement dense et dynamique. Résider à Paris n'est pas une localisation optimale du point de vue du retour à l'emploi, toutes choses égales par ailleurs. Une localisation périphérique, dans la petite couronne et jusqu'aux confins de l'agglomération, mais sans aller trop loin, est préférable pour réduire la durée du chômage d'un demandeur d'emploi.

L'objet de cette étude est d'expliquer cette surexposition parisienne au chômage de longue durée. Il s'agit de trouver un facteur spécifiquement parisien, qui touche de façon relativement uniforme tous les arrondissements de Paris, qui affecte peu ou pas du tout les localités *extra muros*, qui concernent autant les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi que les allocataires du RSA, et qui affectent toutes les catégories de demandeurs d'emploi, quels que soient leur âge, leur sexe, leur nationalité, leur niveau de diplômes, leur situation matrimoniale, leur nombre d'enfants, le type de contrat recherché, le métier recherché et le motif d'entrée en chômage, soit toutes les variables de contrôle que nous avons utilisées pour mesurer les durées de chômage. Nous recherchons aussi un facteur suffisamment massif pour avoir un effet important sur les durées de chômage individuelles des 110 000 demandeurs d'emploi parisiens et suffisamment durable pour exercer un effet sur les trente dernières années.

L'explication que nous proposons combine deux mécanismes théoriques, le *Spatial Mismatch* et le *Skill Mismatch*. Les chômeurs parisiens résident à proximité d'un gisement d'emplois d'un très grand volume, mais les caractéristiques des emplois offerts ne correspondent pas à celles des emplois demandés. En outre, les offres d'emploi qui correspondent effectivement aux caractéristiques des demandeurs sont, en règle générale, physiquement éloignées du centre de Paris. Compte tenu du profil des demandeurs d'emploi parisiens, des offres d'emploi adéquates existent et elles sont nombreuses, mais elles sont physiquement situées en périphérie intermédiaire de l'agglomération parisienne, c'est-à-dire assez loin de Paris *intra muros*. Éloignés physiquement des offres d'emploi qui correspondent à leurs profils, les demandeurs parisiens subissent un temps de recherche d'emploi plus long que celui des chômeurs d'autres villes et d'autres départements.

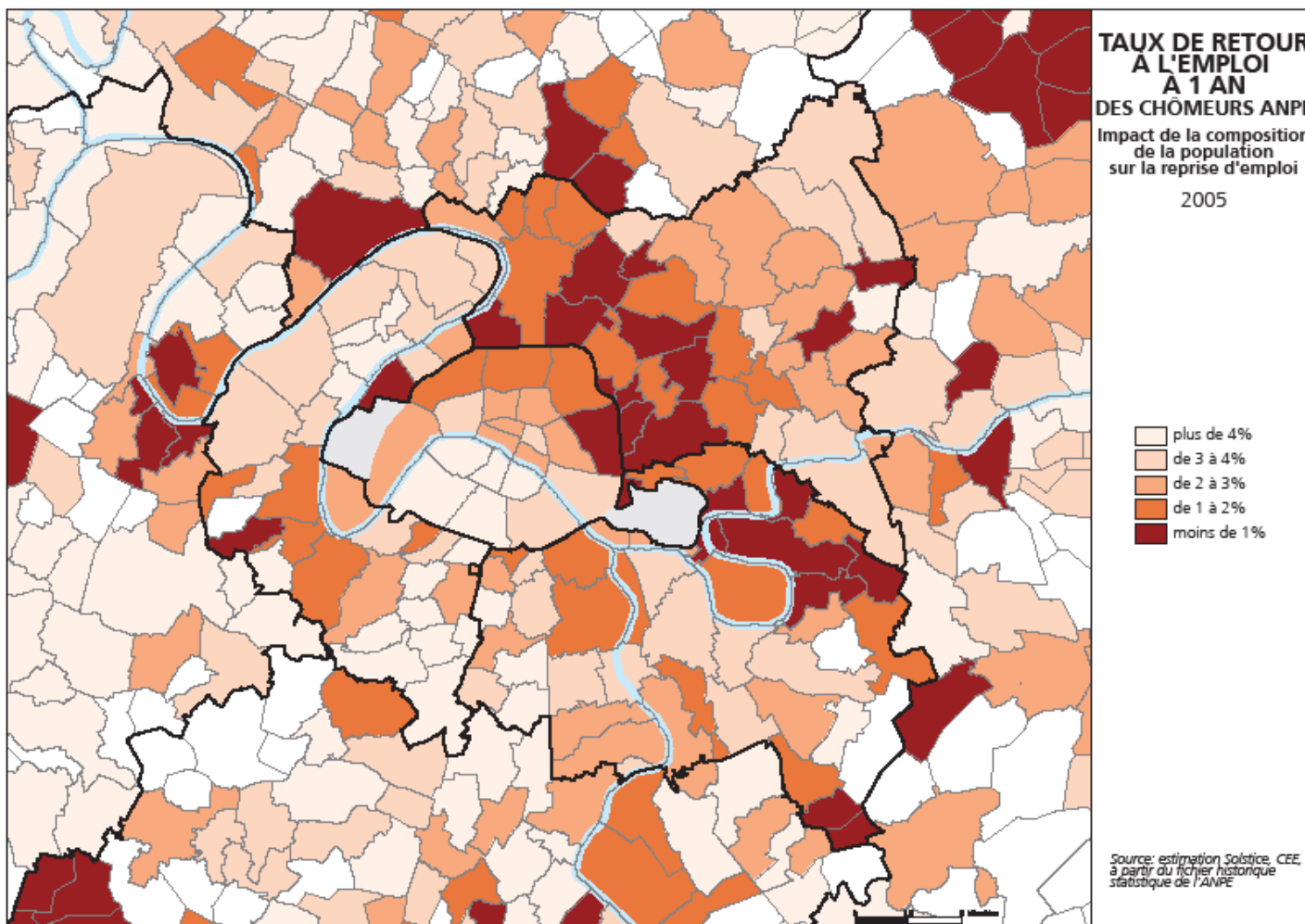
Cette explication n'interdit pas que d'autres facteurs jouent un rôle, sans que l'on puisse administrer une preuve empirique. Par exemple, le parc de logements sociaux parisien peut contribuer à limiter la mobilité géographique des demandeurs d'emploi. Selon la Ville de Paris, ce parc comprend 183 500 logements subventionnés par l'État, la Ville et la Région, auxquels s'ajoutent 56 000 logements intermédiaires gérés eux aussi par les bailleurs sociaux, mais l'offre annuelle est limitée à 13 000 attributions. Il est donc très difficile d'accéder à un logement social parisien, ce qui lui confère une valeur importante et pousse à l'immobilité géographique – ce qui réduit le périmètre d'une recherche d'emploi et allonge ainsi sa durée –. Les politiques sociales de la Ville de Paris, le travail informel dans les secteurs des Hôtels-Cafés-Restaurant et de la Culture, ou encore les difficultés de la gouvernance des politiques de l'emploi à Paris, constituent d'autres facteurs qui peuvent eux aussi contribuer à allonger la durée du chômage parisien.

BIBLIOGRAPHIE

- ALDEGHI I., SIMON M.-O., 2002, « Observatoire des entrées et sorties du RMI à Paris ». Collection des Rapports, Crédoc, n° R226, décembre.
- ANGUIS M., 2007, « La population des allocataires du RMI : tendances d'évolution et disparités départementales », *Études et résultats*, Drees, n° 568, avril.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y., 2007, « Le retour à l'emploi à Paris : Une exploration à l'aide d'indicateurs de flux estimés sur des sources administratives exhaustives », Rapport final, Centre d'études de l'emploi, conventions CAF de Paris et APUR, septembre.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y., 2009, « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Economie et Statistique*, 415-416, pp. 17-44.
- DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F., 2009, « Sortir du chômage en Île-de-France, Disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle », *Revue économique*, 60(4), pp. 979-1010.
- GEORGES N., L'HORTY Y., SARI F., 2010, « Comment réduire la fracture spatiale ? Théorie et application à l'Île-de-France », *Document de travail*, Centre d'études de l'emploi, n° 125, juin, 57 p.
- GOBILLON L., SELOD H., 2007, « Ségrégation résidentielle, accès à l'emploi et chômage : le cas de l'Île-de-France », *Économie et Prévision*, 180-181, pp. 19-38.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y., 2007, « The Mechanisms of Spatial Mismatch », *Urban Studies*, 44(12), pp. 2401-2427.
- JACKMAN R., LAYARD R., SAVOURI S., 1990, « Labour Market Mismatch: a Framework of Thought », in Paoda-Schioppa F. (eds), *Mismatch and Labor Mobility*, Cambridge University Press.
- KAIN J., 1968, « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 175-197.
- MISSION D'INFORMATION SUR LA PAUVRETE ET L'EXCLUSION SOCIALE EN ÎLE-DE-FRANCE (MIPES), 2007, *Recueil statistique relatif à la pauvreté et à la précarité en Île-de-France au 31 décembre 2005*, 88 p.

Annexe 1

Effet de composition (taux nets moins taux bruts)



Annexe 2

LES TRAITEMENTS RÉALISÉS SUR LES FICHIERS CAF DE PARIS¹²

Au 31 décembre 2004, le code IRIS de résidence des demandeurs d'emploi est renseigné. On mobilise ensuite les fichiers trimestriels pour évaluer les chances de sortie vers l'emploi de ce stock de RMIstes.

En premier lieu, le fichier est épuré des valeurs aberrantes ou non renseignées (code « commune », IRIS, date de naissance, date d'entrée au RMI). Sont aussi exclus du champ de l'analyse :

- Les allocataires ayant un code « commune » (NUMCOMDO) non parisien ou codé absent.
- Les allocataires de plus de 55 ans (strict) à la date du fichier.
- Les allocataires déjà dans une forme d'intéressement.
- Les allocataires ayant une caractéristique essentielle non renseignée : date de naissance, IRIS, inscription au RMI, sexe...

Le fichier initial compte 60 065 allocataires. Après traitement, 46 684 foyers allocataires sont sélectionnés. 22 % des foyers allocataires sont exclus de l'analyse, dont 13 % par la seule condition d'âge. Le fichier ainsi constitué est apparié aux fichiers trimestriels permettant de suivre dans le temps la situation des allocataires. On différencie alors deux types de sortie par le dispositif d'intéressement et les autres sorties. Une deuxième sélection des allocataires par leurs IRIS de résidence est ensuite nécessitée par l'analyse spatiale.

Les IRIS sont de petits agrégats d'îlots. À Paris, on compte 930 IRIS (cf. carte A). Les chances de sortie du RMI pour les allocataires au niveau de ces IRIS sont supposées dépendre à la fois de leurs caractéristiques observables (âge, etc.) et d'un effet propre à leur localisation, l'effet IRIS.

Les rendements ou effets des variables observées peuvent varier selon les territoires. On a donc supposé que ces rendements étaient homogènes au sein d'un ensemble de regroupements de quartiers parisiens. Les quartiers correspondent à l'échelon administratif le plus fin de Paris et sont formés de regroupements d'IRIS. Chaque arrondissement parisien est subdivisé en quatre quartiers. Ce découpage date, pour les arrondissements centraux, de la Révolution française, tandis que pour les arrondissements périphériques il a été arrêté à leur rattachement à la commune de Paris en 1860. Le plus souvent, ce découpage correspond à un découpage physique de l'espace, comme par exemple celui du métro aérien. Lorsque ces quartiers représentaient des échelles trop fines, en particulier pour les arrondissements centraux, l'échelle de l'arrondissement a été conservée. Paris a ainsi été subdivisé en quarante et un quartiers.

¹² Ces traitements ont été réalisés par Antoine Goujard dans le cadre d'une convention de mise à disposition de données signée avec la Caf de Paris.

Au sein de chacun de ces quartiers, on a distingué des effets IRIS différents lorsque le nombre d'allocataires par IRIS excédait le nombre de vingt-cinq. En dessous de ce seuil, on a effectué des regroupements d'IRIS afin de ne pas écarter trop d'observations dans les arrondissements dont la densité de RMistes est plus faible. Pour ces regroupements, il n'existe pas d'échelle intermédiaire de référence entre les IRIS et les quartiers, un découpage propre a donc été constitué selon un principe de proximité géographique. On a pratiqué des regroupements entre les IRIS de même quartier dont les nombres d'allocataires n'excédaient pas vingt-cinq. Lorsque les regroupements formés excédaient le seuil de vingt-cinq, les observations ont été retenues dans la modélisation finale. Par ailleurs, pour éviter les problèmes de la séparation ou la quasi-séparation des données, on a imposé à chaque étape que les regroupements formés contiennent un minimum de sorties (et de non sorties) du RMI.

Spécifiquement, pour chaque IRIS en deçà du seuil de vingt-cinq, on a apparié ses quatre plus proches voisins sous les conditions qu'ils n'excèdent pas eux-mêmes vingt-cinq allocataires et qu'ils soient situés dans le même quartier. Néanmoins, il existe dans ce cas plusieurs regroupements différents recoupant les mêmes IRIS. Il est alors nécessaire d'éliminer les IRIS doublement présents. Le zonage final obtenu dépend de l'ordre d'élimination de ces doublons. On a donc consolidé le zonage final en effectuant une vingtaine de simulations des zonages possibles pour les seuils retenus et en gardant celui permettant de former le plus d'unités. Ce critère a, en effet, pour avantage de maximiser la quantité d'informations spatiales conservées. Néanmoins, les résultats obtenus avec un critère de maximisation du nombre d'allocataires conservés ou du nombre d'IRIS conservés sont sensiblement équivalents.

Au final, les unités formées sont des agrégats d'au plus cinq IRIS et d'au minimum deux IRIS, d'une taille moyenne d'un peu moins de trois IRIS, pour quarante-huit allocataires du RMI. On conserve ainsi plus de 90 % des IRIS initialement présents dans la base de données et près de 95 % des allocataires du RMI. On forme ainsi quarante et un quartiers où les rendements des observables sont considérés comme homogènes et on différencie 750 effets locaux différents correspondant à des IRIS ou de petits agrégats d'IRIS. La carte B présente la localisation de ces différents regroupements.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 135** *Évaluation aléatoire et expérimentations sociales*
YANNICK L'HORTY, PASCALE PETIT
décembre 2010
- N° 134** *Du RMI au RSA : les inflexions de la solidarité et de la gouvernance des politiques d'insertion*
ANNE EYDOUX, CAROLE TUCHSZIRER
novembre 2010
- N° 133** Trends in Quality of Work in EU-15: Evidence from the European Working Conditions Survey (1995-2005)
Tendances de la qualité du travail dans l'Europe à 15 : un bilan à partir de l'enquête européenne Conditions de travail (1995-2005)
NATHALIE GREENAN, EMMANUELLE WALKOWIAK, EKATERINA KALUGINA
novembre 2010
- N° 132** *Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises*
OANA CALAVREZO, RICHARD DUHAUTOIS, EMMANUELLE WALKOWIAK
novembre 2010
- N° 131** Labour Market Status, Transitions and Gender : a European Perspective
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE
septembre 2010
- N° 130** *La mobilité de la main-d'œuvre en Europe : le rôle des caractéristiques individuelles et de l'hétérogénéité entre pays*
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE
septembre 2010
- N° 129** *Les politiques de l'emploi en Europe : quelles réactions face à la crise ?*
CHRISTINE ERHEL
septembre 2010
- N° 128** *Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France*
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, PASCALE PETIT, FLORENT SARI
juillet 2010
- N° 127** *Mesurer le travail. Une contribution à l'histoire des enquêtes françaises dans ce domaine*
MICHEL GOLLAC, SERGE VOLKOFF
juillet 2010
- N° 126** *Comment réduire la fracture spatiale ? Théorie et application en Île-de-France*
NATHALIE GEORGES, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
juin 2010