HAL
open science

Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi

Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty

To cite this version:

Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty. Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi. 2013. halshs-00848543

HAL Id: halshs-00848543

https://shs.hal.science/halshs-00848543v1

Submitted on 26 Jul 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

TEPP RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2013 - 06

Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi

PASCALE PETIT, MATHIEU BUNEL, EMILIA ENE JONES, YANNICK L'HORTY,

www.tepp.eu

TEPP - Travail, Emploi et Politiques Publiques - FR CNRS 3435

Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi

Pascale PETIT, Mathieu BUNEL,
Emilia ENE et Yannick L'HORTY

Juin 2013

L'objet de cette étude est de mesurer la discrimination à l'embauche à l'encontre des jeunes en Ile-de-France en raison du lieu de résidence en considérant plusieurs échelles spatiales de façon à distinguer l'effet de la réputation du département (Paris et la Seine-Saint-Denis), celui de la localité et celui du quartier. L'évaluation est réalisée sur données expérimentales auto-construites de *testing* selon un protocole permettant d'examiner les effets propres à chacune de ces trois échelles sur l'accès à l'emploi ainsi que leurs effets cumulés. On s'intéresse aux discriminations pour deux professions en tension du secteur de la restauration pour laquelle les discriminations devraient *a priori* être réduites, les serveurs et les cuisiniers, pour deux niveaux de qualification (CAP ou Baccalauréat professionnel). Pour chacun de ces profils, nous avons construit 6 candidatures fictives de jeunes hommes, similaires en tous points à l'exception de la caractéristique testée : le lieu de résidence. Entre octobre 2011 et février 2012, nous avons envoyé 2988 candidatures en réponse à 498 offres d'emploi localisées en Ile-de-France. L'étude consiste en une exploitation statistique et économétrique des réponses à ces envois.

Mot-clés : accès à l'emploi, discrimination, testing, effets de quartier, expérimentation
Codes JEL: C81, C93, J15, J71

Mathieu BUNEL, Université de Caen Basse Normandie, CREM (UMR n°6211) et TEPP (FR CNRS n°3435), 19, rue Claude Bloch, 14000 Caen, , mathieu.bunel@unicaen.fr

Emilia ENE, Université Paris-Est Marne la Vallée, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, emillia.ene@gmail.com

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est Marne la Vallée, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, Yannick.lhorty@univ-mlv.fr

Pascale PETIT, Université d'Evry Val d'Essonne, EPEE et TEPP (FR CNRS n°3435), 4 boulevard François Mitterrand 91025 Evry cedex, pascale.petit@univ-evry.fr

Cette étude est issue d'un rapport réalisé avec le soutien de l'Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles (ONZUS) et du CEPREMAP. Nous remercions par ailleurs les participants à l'école thématique du CNRS ETEPP 2013, aux JMA 2013 et au colloque « discriminations territoriales » du Lab'Urba pour leurs commentaires.

1. Introduction

L'endroit où l'on habite peut exercer une influence déterminante sur les chances d'avoir un emploi pour plusieurs raisons. Tout d'abord, l'éloignement physique entre le lieu de résidence et les emplois disponibles complique la recherche d'emploi et diminue les chances de sortir du chômage selon un effet dit de *Spatial mismatch* (pour une revue de la littérature sur ce sujet voir Gobillon *et alii*, 2007, ou Hellerstein et Neumark, 2011). Ensuite, la composition socio-démographique du territoire conditionne les chances d'accéder à l'emploi via des effets de voisinage, des effets de pairs ou de réseaux sociaux qui jouent un rôle majeur dans la recherche d'emploi (voir Galster, 2010). De plus, la présence d'aménités locales et notamment la dotation en emplois publics et en emplois aidés, influence le dynamisme des territoires en matière d'emploi et de chômage. Enfin, les employeurs peuvent avoir des préférences territoriales particulières en faveur de telle ou telle localisation indépendamment de la distance en temps de transport entre le lieu de résidence et le lieu de travail. On parle de discrimination à l'embauche liée au lieu de résidence pour qualifier ce dernier type de mécanisme.

La mesure des discriminations à l'embauche s'appuie sur la méthode du testing. Cette méthode permet de comparer *toutes choses égales par ailleurs* les taux d'accès au marché du travail de candidats fictifs en tous points similaires à l'exception de la caractéristique testée. Un test d'accès aux entretiens d'embauche (« *Correspondence Testing* ») permet de mesurer un effet spécifique du lieu de résidence, indépendamment de l'inadéquation des qualifications des résidents ou de la distance physique à l'emploi, c'est-à-dire des autres canaux fréquemment avancés dans la littérature pour rendre compte d'un effet de localisation. Il s'agit de construire et d'envoyer deux curriculum vitae (CV) fictifs mais réalistes et similaires en tous points à l'exception d'une caractéristique non productive dont on cherche à mesurer l'influence, ici le lieu de résidence. Les deux CV sont envoyés simultanément en réponse aux mêmes offres d'emplois. La méthode du testing permet de neutraliser l'effet des autres déterminants de l'accès à l'emploi : puisque les candidatures sont construites de toutes pièces et envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi par les chercheurs eux mêmes, les différences constatées d'accès aux entretiens d'embauche ne peuvent être induites par des biais de sélection, une hétérogénéité inobservée, l'effet de réseaux, d'une motivation ou d'efforts de recherche différents (Petit, 2003). Par ailleurs, les caractéristiques des offres d'emploi portant sur le poste à pourvoir et sur l'entreprise qui l'offre sont observables. Ce

type d'approche expérimentale a d'ores et déjà été mis en œuvre avec succès pour mesurer les effets croisés du lieu de résidence et de l'origine sur les chances d'accès à l'emploi aux Etats-Unis par Bertrand et Mullainathan (2004). En France, un premier travail de Duguet *et alii* (2010) mettait en évidence un effet significatif du lieu de résidence indépendamment de l'origine pour la profession de comptable. Petit *et alii* (2013) confirment cet effet pour les serveurs tandis que pour les informaticiens, L'Horty *et alii* (2012) trouvent un effet de la localité de résidence plus marqué pour les femmes d'origine française.

Dans tous ces travaux sur la mesure des discriminations à l'embauche en raison du lieu de résidence, et plus généralement dans la littérature sur les effets de quartier, la définition des limites du quartier est rarement questionnée. De même, lorsque l'on évoque les effets de localisation, la dimension du territoire n'est pas ou peu précisée. Certes, la notion de territoire comme celle de quartier ne renvoie pas nécessairement à un périmètre géographique précis et prédéterminé. Néanmoins, la mesure d'un effet de quartier peut varier *a priori* selon les frontières du territoire et il paraît donc intéressant de considérer des échelles d'observation plus ou moins larges. Il est également important de vérifier si l'effet du quartier peut être sensible à son environnement urbain. Habiter un quartier défavorisé, typiquement une zone labélisée par la géographie prioritaire de la ville, exerce-t-il les mêmes effets selon que ce quartier est situé dans une localité ou un département plus ou moins favorisé ?

L'originalité de la présente étude est de proposer une mesure expérimentale des effets de quartier à l'aide d'un protocole multi-niveaux qui permet de décomposer l'effet propre du département, celui de la localité et celui de l'adresse. Ce protocole a été appliqué à l'Ile-de-France pour comparer des quartiers de Paris à des adresses de Seine-Saint-Denis situées dans des localités plus ou moins favorisées.

L'organisation de l'étude est la suivante. La section 2 présente les résultats des travaux antérieurs réalisés en France avec des méthodes analogues. La troisième section décrit le protocole qui a été utilisé pour construire les données tandis que la quatrième et la cinquième section présentent les résultats et leur exploitation économétrique. En conclusion, la dernière section discute les conséquences de ces résultats en termes de recommandations de politiques publiques.

2. Les enseignements des études antérieures

Si l'on souhaite évaluer la discrimination à l'embauche liée au lieu de résidence, il faut pouvoir comparer l'accès à l'emploi d'individus semblables en tous points, à l'exception de la localisation de leur domicile. En neutralisant tous les autres facteurs explicatifs de la situation individuelle sur le marché du travail, on s'assure que celle-ci ne peut être liée qu'à leur lieu de résidence. Il s'agit de comparer les chances d'embauche de deux candidats que seul leur lieu de résidence distingue. Ces candidats doivent partager par ailleurs les mêmes caractéristiques individuelles (sexe, origine, âge, situation familiale, mobilité, activités extraprofessionnelles), le même parcours (diplômes, expérience, compétences techniques et linguistiques), fournir les mêmes efforts de recherche d'emploi, faire preuve de la même motivation, prospecter les mêmes entreprises, au même moment, pour les mêmes postes, etc.

Ces difficultés propres à l'évaluation de la discrimination *toutes choses étant égales par ailleurs* sont surmontées en ayant recours à une méthodologie d'expérience contrôlée : *le testing*. Dans son principe, il s'agit de construire de toute pièce deux CV fictifs parfaitement similaires en termes de qualifications et de parcours. La seule distinction significative apparaissant dans ces deux candidatures est celle dont on souhaite examiner l'effet sur l'accès à l'emploi (par exemple, le lieu de résidence). Ces deux CV sont ensuite envoyés simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi dans les mêmes entreprises. Puisque les deux candidatures sont parfaitement similaires à l'exception d'une caractéristique, tout écart significatif d'accès aux entretiens d'embauche entre les deux candidats fictifs ne peut être imputable qu'au seul effet de cette caractéristique sur l'accès à l'emploi.

Les résultats des testing *territoriaux : un survol*

Trois campagnes de *testing* ont été réalisées en Ile-de-France pour évaluer la discrimination liée au lieu de résidence (Tableau 1). La première mesure un effet du département de résidence sur la profession de comptable (Duguet *et al*, 2010), la deuxième mobilise le même protocole sur la profession de serveur (Petit et al. 2013) tandis que la troisième, conduite sur la profession de développeur informatique examine un effet de la commune (L'Horty *et al*, 2012).

Les deux premières campagnes de *testing*, conduites fin 2006, considèrent les effets du département de résidence en comparant une banlieue réputée défavorisée, située en Seine-Saint-Denis ou en Essonne, à une banlieue réputée favorisée, située dans le Val de Marne ou

dans les Hauts de Seine. Elles considèrent également les effets de la nationalité (française ou marocaine) et de la consonance du nom et du prénom (évoquant une origine française ou maghrébine), sur les chances d'obtenir un entretien d'embauche. Les résultats montrent que le fait de résider dans une banlieue réputée défavorisée de Seine-Saint-Denis ou de l'Essonne affecte essentiellement les chances des candidats les plus qualifiés qui ne sont pas issus de l'immigration. Les jeunes étrangers ou les français issus de l'immigration pâtissent, quant à eux, d'une discrimination liée à leur origine, mais ne subissent pas de pénalité supplémentaire en raison de leur lieu de résidence.

Tableau 1

Les campagnes de *testing* sur l'effet du lieu de résidence en France

Auteurs	Duguet, Léandri, L'Horty, Petit	Petit, Duguet, L'Horty	L'Horty, Duguet, Du Parquet, Petit, Sari
Référence	*Annales d'Economie et Statistique*, 2010 (n°99-100)	*Economie et Prévision* (A paraître)	*Economie et Statistique*, 2012 (n° 447-448)
Date de la campagne de *testing*	Octobre à novembre 2006		Décembre 2008 à janvier 2009
Profession	Comptable	Serveur dans la restauration	Développeur informatique
Niveau(x) de qualification	Baccalauréat BTS	BEP Baccalauréat	Master
Genre	Hommes		Hommes et Femmes
Effets cumulés examinés	Origine (française *versus* maghrébine) et réputation du département de résidence en Ile-de-France		Origine (française *versus* maghrébine) et réputation de la commune de résidence (Enghien les Bains, Sarcelles, Villiers le Bel)
Nombre de CV envoyés sur chaque offre d'emploi	8		12
Nombre d'offres d'emploi testées	140	117	307

Le troisième *testing* conduit début 2009 examine l'effet spécifique de la réputation de la commune de résidence sur les chances d'embauche de jeunes développeurs en informatique diplômés d'un master universitaire. Trois communes localisées dans un même département

francilien (Val d'Oise) sont examinées : Enghien les Bains, réputée favorisée, Sarcelles, réputée défavorisée et Villiers le Bel réputée défavorisée et ayant connu une forte médiatisation suite à des violences urbaines en 2005 et 2007. Résider dans l'une des 3 communes limitrophes et à égales distances de Paris procure-t-il les mêmes chances d'embauche, selon qu'on est un homme ou une femme, issu ou non de l'immigration ?

Les résultats de ce testing mettent en évidence une discrimination liée au lieu de résidence qui affecte, pour cette profession et début 2009, exclusivement les femmes. Quelle que soit leur origine, les candidates voient leurs chances de succès diminuer si elle réside dans une commune défavorisée (Sarcelles ou à Villiers le Bel), plutôt que dans une commune favorisée (Enghien les Bains). Une pénalité spécifique au fait de résider dans la commune défavorisée qui a été fortement médiatisée pour des violences urbaines s'applique exclusivement à l'encontre des jeunes femmes dont la consonance du prénom et du nom évoque une origine française. Pour celles-ci seulement, les chances d'obtenir un entretien d'embauche sont significativement plus faibles si elles résident à Villiers le Bel plutôt qu'à Sarcelles.

Au total, avec ces travaux, on dispose d'un ensemble convergent de preuves expérimentales qui indiquent un effet propre du territoire indépendamment des caractéristiques des personnes qui y résident. Néanmoins, ces études mesurent des effets de localisation sans distinguer l'effet propre du département et de la commune.

3. Le protocole de collecte des données

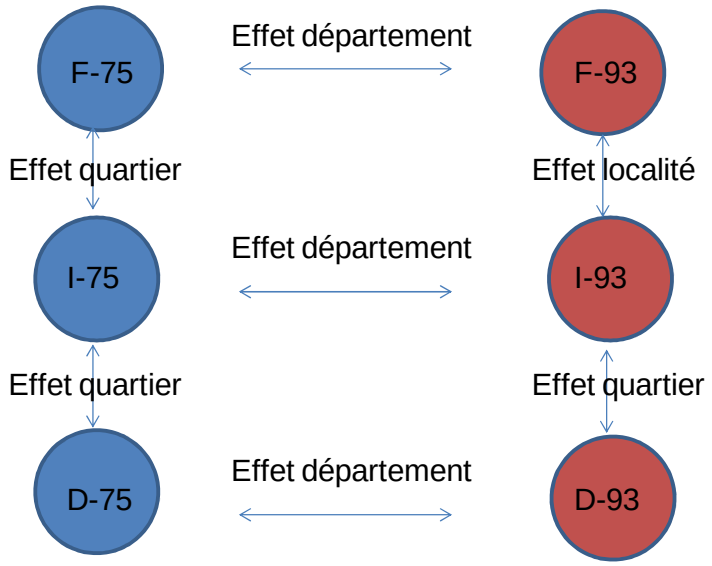
Les données utilisées dans la présente étude ont elles aussi été construites en utilisant la méthode du *testing* et sont donc issues d'un protocole expérimental. L'expérience a consisté à envoyer plus de 3 000 candidatures construites de toutes pièces, en réponse à un échantillon d'offres d'emploi disponibles entre octobre 2011 et février 2012. Dans cette section, nous présentons en détail la façon dont les données ont été collectées.

Six localisations

Six CV de jeunes candidats parfaitement similaires ont été construits de toutes pièces. Ils se distinguent uniquement par leur lieu de résidence qui apparait explicitement dans leur candidature. Les lieux de résidence de ces 6 candidats fictifs sont choisis de façon à mesurer trois effets distincts sur l'accès à l'emploi, toutes choses étant égales par ailleurs : l'effet de la réputation du département de résidence, de la localité au sein d'un même département et du

quartier au sein d'une même localité (schéma 1). Nous avons tout d'abord choisi deux départements proches mais contrastés du point de vue des niveaux de vie moyens de leurs résidents, Paris et la Seine-Saint-Denis. Puis, au sein de chaque département, nous avons choisi trois adresses situées dans des quartiers ou des localités de réputation très différenciée mais géographiquement proche. La proximité géographique de ces localisations facilite la mesure des effets de quartier à distance à l'emploi donnée.

Schéma 1
Les effets mesurés



F 75 : candidats de la ville de Paris quartier favorisé du 18ème arrondissement
I 75 : candidats de la ville de Paris quartier intermédiaire du 18ème arrondissement
D 75 : candidats de la ville de Paris quartier de la Goutte d'or (classé ZUS)
F-93 : candidats de la ville de Le Raincy en Seine-Saint-Denis
I 93 : candidats de la ville de Bondy de Seine-Saint-Denis, quartier intermédiaire
I 93 : candidats de Bondy de Seine-Saint-Denis quartier intermédiaire (classé ZUS)

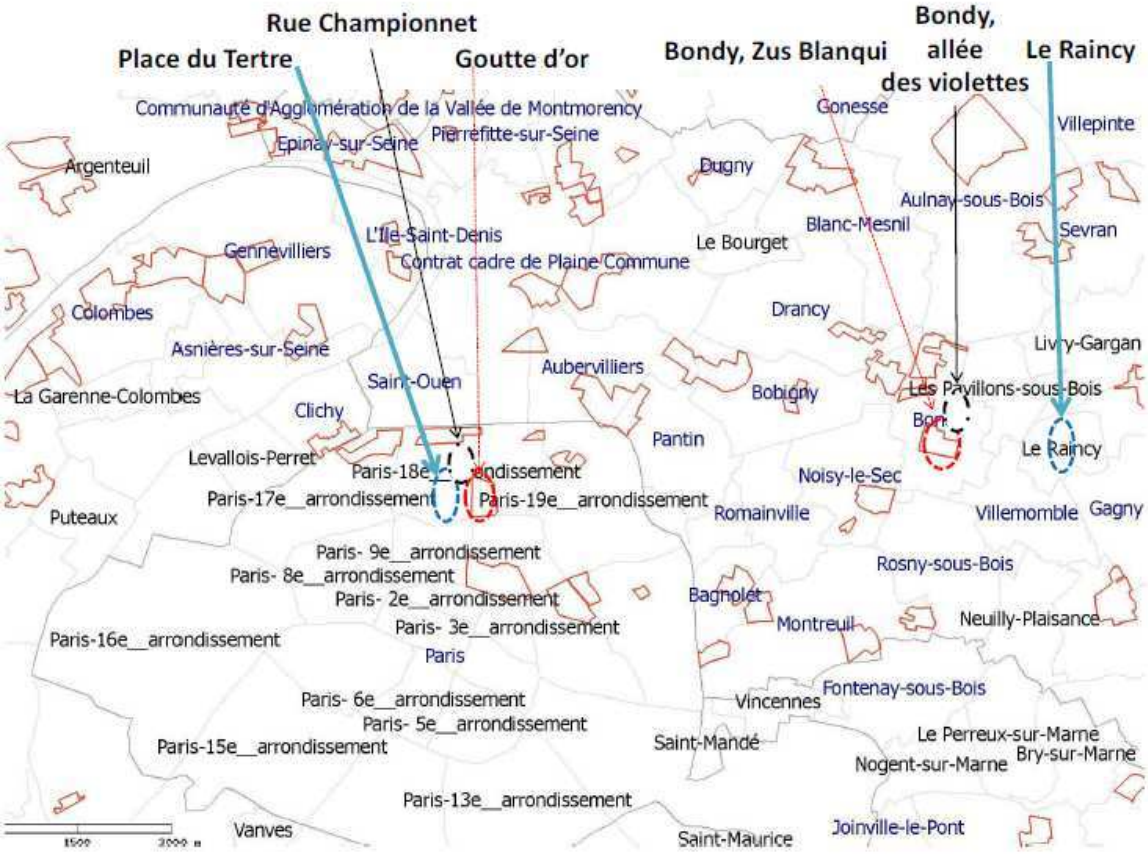
Un premier ensemble de trois candidats fictifs réside à Paris dans le 18ème arrondissement. Ils se distinguent par la réputation de leur quartier de résidence, signalée par la rue dans laquelle ils sont domiciliés. L'un des candidats réside dans un quartier réputé favorisé (place du Tertre). Un autre habite dans un quartier réputé défavorisé et classé en Zone urbaine sensible (boulevard Barbès, Zus de la Goutte d'or). Le troisième candidat est localisé dans un quartier intermédiaire (rue Championnet). Un second ensemble de trois candidats fictifs réside dans le département de Seine-Saint-Denis. Deux d'entre eux habitent la commune de Bondy, l'un dans un quartier classé Zone urbaine sensible (bâtiment Pavillon, avenue Blériot, Zus du

quartier Blanqui), l'autre dans un quartier neutre (allée des Violettes). Le troisième candidat réside dans la commune voisine, Le Raincy (allée Augusta), réputée favorisée et dépourvue de quartier classé en Zone urbaine sensible (Zus). Les lieux de résidence des 6 candidats fictifs sont résumés dans le Tableau 2 et leur localisation figure sur la Carte 1.

Tableau 2
Lieux de résidence des 6 candidats fictifs

Réputation du lieu de résidence	18ème arrondissement de Paris (75018)	Seine-Saint-Denis (93)
Défavorisé (en Zus)	*Candidat D-75* Boulevard Barbès 75018 Paris (Zus Goutte d'Or)	*Candidat D-93* Bâtiment Pavillon avenue Blériot 93140 Bondy (Zus Quartier Blanqui)
Intermédiaire	*Candidat I-75* Rue Championnet 75018 Paris	*Candidat I-93* Allée des Violettes 93140 Bondy
Favorisé	*Candidat F-75* Place du Tertre 75018 Paris	*Candidat F-93* Allée Augusta 93340 Le Raincy

Carte 1. Localisation des quartiers favorisés et défavorisés



Lecture : Les aires entourées en rouge sont celles des Zones urbaines sensibles, en noir les quartiers neutres, en bleu, les quartiers réputés favorisés.

Source : Secrétariat Général du Comité Interministériel des Villes - SIG Ville

Ces choix de localisation se justifient par les statistiques présentées dans le Tableau 3. Les indicateurs socio-économiques du 18ème arrondissement figurent un peu en deçà de la moyenne des arrondissements parisiens. En particulier, le revenu médian et la part des ménages imposables y sont plus faible et la part de la population résidant en Zus y est un peu plus élevée (1,5% contre 0,3% dans l'ensemble des arrondissements parisiens). Cet arrondissement de Paris est en effet hétérogène, avec la coexistence de quartiers favorisés, de quartiers intermédiaires et de quartiers défavorisés classés en Zus. Le département de la Seine-Saint-Denis admet, quant à lui, des taux de sortie du chômage pour reprise d'emploi proches de ceux de la moyenne parisienne. Pour autant, dans ce département de la petite couronne, les individus sont plus fréquemment dépourvus de diplômes. La part des habitants de ce département résidant en Zus y est également nettement plus élevée que dans Paris, le revenu médian et la part des ménages imposables y sont également plus faibles. Ces caractéristiques moyennes de la Seine-Saint-Denis cachent toutefois de fortes disparités inter et intra communales. Certaines localités sont particulièrement défavorisées alors que d'autres ont des indicateurs socio-économiques très favorables. Tel est en particulier le cas de la commune du Raincy, dont les indicateurs sont globalement plus favorables que ceux de Paris, et en particulier que ceux du 18ème arrondissement. Les taux de sortie du chômage pour reprise d'emploi, la part des ménages imposables sont plus élevés au Raincy que dans le 18ème arrondissement de Paris ; parallèlement, le taux de chômage et la part d'individus dépourvus de diplômes y sont nettement plus faibles. De plus, contrairement au 18ème arrondissement de Paris, Le Raincy ne comporte pas de Zone Urbaine Sensible. Ce n'est pas le cas de Bondy qui présente des indicateurs nettement moins favorables. Les taux de sortie du chômage pour reprise d'emploi et le taux de chômage sont proches de ceux du 18ème arrondissement de Paris, toutefois un tiers de la population réside en Zus, et le revenu médian et la part des ménages imposables se situent en dessous des moyennes départementale et parisienne. Un tiers des habitants de Bondy résident en Zus, alors qu'en moyenne, en Seine-Saint-Denis, cette proportion est inférieure à un quart.

Tableau 3

Statistiques relatives aux lieux de résidence des candidats fictifs

	Paris		Seine-Saint-Denis		
	Moyenne des 20 arrondissements	18ème Arrondissement	Moyenne départementale	Le Raincy	Bondy
Taux de sortie bruts du chômage (reprises d'emploi) en 2006*	34,24	28,71	34,65	40,12	35,03
Taux de sortie nets du chômage (reprises d'emploi) en 2006*	33,22	29,31	33,38	38,30	32,62
Part des individus sans diplôme en 1999**	10,84	16,35	20,20	08,48	21,12
Taux de chômage en 1999**	11,37	16,90	16,37	09,01	17,06
Part de la population de la commune en Zus**	0,29	1,56	17,86	0	33,15
Médiane du Revenu fiscal des ménages par Unité de Consommation en euros en 2006 **	25591	16079	15330	25151	13200
Part des ménages imposables en 2006**	73,33	66,2	64,80	78,9	60

Sources : * Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi. ** Recensement INSEE.
Lecture : Les « taux de sortie bruts du chômage » correspondent aux taux de sortie du chômage effectifs de la localité ayant pour motif une reprise d'emploi. Les « taux de sortie nets du chômage » sont, quant à eux, 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 Ile-de-France.

La comparaison des taux d'accès aux entretiens d'embauche de ces 6 candidats considérés deux à deux permet de mettre en évidence plusieurs effets, résumés dans le Tableau 4. Il est important de noter que ces effets sont mesurés toutes choses égales par ailleurs et en particulier à distance à l'emploi donnée. Premièrement, on évalue *un effet de la réputation du département de résidence dans une région donnée*, en comparant les chances de succès d'un candidat selon qu'il est domicilié dans le 18ème arrondissement de Paris ou en Seine-Saint-Denis. Cette comparaison est effectuée pour trois couples de candidats : ceux qui résident dans un quartier défavorisé classé en Zus du 18ème arrondissement de Paris ou de Bondy, ceux qui résident dans un quartier intermédiaire du 18ème arrondissement de Paris ou de Bondy et ceux qui résident dans un quartier favorisé du 18ème arrondissement de Paris ou du Raincy. L'effet département mesuré est donc conditionnel à la réputation du quartier ou de la commune de résidence. Deuxièmement, on estime *un effet de la réputation de la localité de résidence dans un département donné*. A cette fin, on compare les chances d'un candidat résidant en Seine-Saint-Denis, selon qu'il est domicilié au Raincy (commune réputée favorisée) ou à Bondy (commune réputée moins favorisée). Enfin, on évalue *un effet de la réputation du quartier de résidence au sein d'une localité donnée*. Pour cela, on compare les chances de succès d'un candidat selon qu'il réside dans un quartier intermédiaire ou réputé défavorisé du 18ème arrondissement de Paris ou de Bondy en Seine-Saint-Denis.

Tableau 4
Les effets mesurés

Comparaison des candidats 2 à 2	Effets mesurés
Candidat D-75 *versus* Candidat D-93 Candidat I-75 *versus* Candidat I-93 Candidat F-75 *versus* Candidat F-93	*Effet de la réputation du département* Les chances de succès d'un candidat résidant dans le 18ème arrondissement de Paris ou en Seine-Saint-Denis sont-elles différentes lorsqu'il habite… un quartier défavorisé (classé en Zus) ? un quartier intermédiaire ? un quartier favorisé ?
Candidat F-93 *versus* Candidat I-93	*Effet de la réputation de la localité* Les chances d'un candidat résidant en Seine-Saint-Denis sont-t-elle différentes selon qu'il habite au Raincy ou à Bondy?
Candidat I-75 *versus* Candidat D-75 Candidat I-93 *versus* Candidat D-93	*Effet de la réputation du quartier* Les chances de succès d'un candidat sont-elles différentes lorsqu'il réside dans un quartier classé en Zus… à Paris dans le 18ème arrondissement ? à Bondy en Seine-Saint-Denis ?

Choix de deux professions en tension : les serveurs et les cuisiniers dans la restauration

La méthodologie du *testing*, particulièrement lourde à mettre en œuvre, ne permet pas d'examiner de façon exhaustive toutes les professions. Une sélection doit être opérée. Le choix a été fait de retenir des professions en tension appartenant à un même secteur d'activité. Les indicateurs de tension de Pôle Emploi ont été utilisés pour sélectionner les professions retenues dans cette campagne de *testing*. Le critère de sélection a été le suivant : nous avons retenu des professions pour lesquelles l'effectif des chômeurs et le nombre d'offres d'emploi en Ile-de-France sont importants.

Retenir une profession dont les effectifs sont importants parmi les demandeurs d'emploi permet de limiter la probabilité de détection lorsque l'on envoie simultanément un grand nombre de CV. Choisir une profession en tension permet de limiter le nombre de refus des employeurs, indépendamment de toute discrimination. Cette précaution méthodologique s'est avérée particulièrement utile dans un contexte de récession économique. Néanmoins, les taux de succès élevés des candidats à l'embauche dans une profession en tension ont une contrepartie du point de vue des discriminations : l'accès à l'emploi est moins sélectif et il est donc plus difficile d'observer des discriminations à l'embauche pour ce type de profession. Nous nous plaçons donc volontairement dans un contexte qui devrait minorer les discriminations à l'embauche.

Parmi l'ensemble des professions en tension, nous avons fait le choix des métiers de la restauration parce que les restaurants sont spatialement très dispersés en Ile-de-France. Comme la localisation de nos candidats est donnée, on pense être en mesure de disposer de suffisamment de dispersion dans les distances domiciles travail pour pouvoir évaluer un effet

du lieu de résidence indépendamment des temps de transport entre lieu de résidence et lieu de travail.

Sur cette base, deux professions ont été testées dans le secteur de la restauration : les cuisiniers et les serveurs[1]. Elles se distinguent notamment par leur degré d'exposition à la clientèle qui peut jouer un rôle dans les discriminations à l'embauche (Neumark *et alii*, 1996). Des statistiques relatives à ce secteur d'activité sont fournies dans l'Annexe 1. Dans chacune de ces deux professions, deux niveaux de qualifications ont été examinés : des emplois qualifiés requérant un diplôme de niveau IV (Baccalauréat Professionnel) et des emplois moins qualifiés requérant un diplôme de niveau V (Certificat d'Aptitude Professionnelle).

Des candidats fictifs semblables

Les candidatures qui ont été envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi sont parfaitement similaires en termes de caractéristiques productives et de caractéristiques individuelles autres que celle dont l'effet est testé (le lieu de résidence). En particulier, ces candidatures sont similaires en termes de diplômes, de parcours professionnel, d'expériences tant d'un point de vue quantitatif que qualitatif. Ces candidatures sont par ailleurs crédibles sur les professions ciblées. Elles ont été expertisées et validées avant leur envoi définitif par des professionnels du secteur : cette expertise assure que les candidatures sont similaires, réalistes et pertinentes.

Les 6 candidats fictifs sont de nationalité française et la consonance de leur prénom et leur nom ne suggère pas qu'ils sont issus de l'immigration. Ils sont tous de sexe masculin. Leurs noms figurent parmi les plus répandus en France. Leurs prénoms signalent leur genre et sont les plus courants à l'année de naissance des candidats (1984 pour les candidats qualifiés et 1989 pour les candidats moins qualifiés). Les 6 candidats qualifiés sont donc âgés de 27 ans et les moins qualifiés de 22 ans. Tous indiquent être célibataire, sans enfant, titulaire du permis de conduire et véhiculé.

[1] Selon les données de Pôle Emploi la profession « personnel de cuisine» comprend en Ile de France à la fois un grand nombre de demandes d'emploi (5 529 demandes d'emploi en un an de mars 2009 à mars 2010) et un nombre important d'offres d'emploi (13 164 sur la même période). Le taux de tension dans cette profession (nombre d'offres d'emploi supérieures à un mois enregistrées sur un an divisé par le nombre de demandes d'emploi sur un an) est élevé (0,62) relativement à d'autres professions. Ces statistiques pour la profession de serveurs dans la restauration sont respectivement de 5 622 demandes d'emploi, 8 875 offres d'emploi, et un taux de tension de 0,48. A titre de comparaison, les chiffres pour la maçonnerie en Ile de France sur la même période sont de 4 075 demandes d'emploi, 2 371 offres d'emploi et un taux de tension de 0,26.

Ces 6 candidats ont suivi le même parcours de formation : les moins qualifiés ont obtenu un Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) en 2007 ; les plus qualifiés sont titulaires d'un CAP et d'un baccalauréat professionnel, validés respectivement en 2002 et 2004. Ces qualifications ont été obtenues dans le cadre d'un apprentissage (2 ans pour un CAP et 4 ans pour un CAP suivi d'un baccalauréat professionnel). Les qualifications des candidats sont précisées dans le Tableau 5.

Tableau 5
Qualifications des candidats fictifs

	Serveurs	**Cuisiniers**
Emplois moins qualifiés	6 candidats titulaires d'un CAP « Restaurant »	6 candidats titulaires d'un CAP « Cuisine »
Emplois qualifiés	6 candidats titulaires d'un CAP « Restaurant » et d'un Baccalauréat Professionnel «Restauration, option Service et commercialisation»	6 candidats titulaires d'un CAP « Cuisine » et d'un Baccalauréat Professionnel «Restauration, option Production culinaire»

Depuis leur sortie du système éducatif, les 6 candidats cuisiniers ou serveurs les plus qualifiés ont accumulé 7 ans et demi d'expérience, dans 3 établissements distincts. Il est mentionné dans les CV que l'un des restaurants était de type gastronomique et les deux autres étaient de type traditionnel. Les 6 candidats cuisiniers ou serveurs les moins qualifiés ont, quant à eux, également travaillé dans 3 restaurants différents, tous de type traditionnel, depuis l'obtention de leur CAP, 4 ans et demi auparavant. Aucun candidat n'affiche de période de chômage : ils sont en emploi lorsqu'ils candidatent. A titre d'illustration, deux CV fictifs sont reproduits dans l'Annexe 2.

Au total, nous avons construit 24 candidatures fictives (CV et lettres de motivation) : 6 profils dupliqués pour deux professions (cuisiniers et serveurs) et deux niveaux de qualification (qualifié, moins qualifié).

Différenciations à la marge et permutations des supports

Puisque ces candidatures ont été envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi, elles devaient comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV, tout en demeurant standard : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page... Les candidats affichent une expérience acquise dans des entreprises réelles ; celles-ci sont différentes mais comparables (en termes d'activité, de taille). Ils ont obtenu

leur(s) diplôme(s) et débuté leur carrière en province, dans des villes différentes[2] ; depuis plus d'une année ils travaillent et résident en Ile-de-France. Les loisirs des candidats sont également différents, sans excès d'originalité et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Les courriers succincts accompagnant le CV étaient également formulés de façon différente, mais sans singularité. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influence systématiquement le choix des entreprises pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), nous avons mis en place un système de permutation aléatoire des CV entre les identités des candidats fictifs. Les supports ont ainsi été alternés entre les candidats tout au long du processus de recherche d'emploi.

Collecte des offres d'emploi et champ du testing

Les sites Internet de Pôle d'Emploi et de L'Hôtellerie-Restauration qui centralisent une grande partie des offres d'emploi dans le domaine de la restauration ont quotidiennement été consultés pour collecter les offres d'emploi. Nous avons candidaté à toutes les offres entrant dans le champ de l'étude et disponibles sur ces deux sites Internet, dans la mesure où l'employeur permettait un contact par courrier postal pour par courriel.[3]

Toutes les offres d'emploi de serveur ou de cuisinier, requérant un CAP ou un baccalauréat professionnel, en CDD ou CDI, localisées en Ile-de-France entraient dans le champ de l'étude. Nous avons testé toutes celles portées à notre connaissance entre mi-octobre 2011 et début février 2012. Au total 498 offres d'emploi émanant d'établissements distincts ont été testées : 253 offres d'emploi de cuisinier et 245 offres d'emploi de serveur. Cela correspond à l'envoi de 2988 candidatures (6x498).

Nous avons réalisé un test d'accès aux entretiens d'embauche. Aucun candidat n'a été envoyé à des entretiens. Deux raisons méthodologiques expliquent ce choix. Premièrement, envoyer des candidats physiquement aux entretiens conduit à introduire des biais liés à l'appréciation subjective du physique du comportement ou de la personnalité des candidats par les

[2] Les villes de province dans lesquelles les candidats ont effectué leur formation et débuté leur carrière sont Compiègne, Orléans, Angers, Le Mans, Evreux et Chartres.

[3] Nous avons ainsi écarté les offres dans lesquelles l'employeur imposait un premier échange par téléphone ou sur site.

recruteurs. Or ce biais inévitable est inobservable par les chercheurs et de fait incontrôlable, ce qui conduit à fournir une mesure biaisée de la discrimination à l'embauche. Nous considérons que dans la mesure où l'organisation d'entretiens génère un coût pour le recruteur, celui-ci ne convoquera en entretien que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Ainsi, nous supposons qu'un éventuel comportement discriminatoire de l'employeur se manifeste lors de la sélection des candidatures écrites qui feront l'objet d'un entretien (le facteur potentiellement discriminant que constitue le lieu de résidence apparaissant explicitement sur le *curriculum vitae*). Les candidatures écrites sont par ailleurs dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données est allégée, de sorte qu'en un temps donné, de l'ordre de quatre mois ici, nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (près de 500 offres d'emplois testées).

Les candidatures en réponse à une même offre d'emploi ont été envoyées le plus souvent le jour même de la diffusion de l'offre, par courrier électronique émanant de la boite mail de chaque candidat, ou par courrier postal. Dans ce second cas, les candidatures ont été postées de bureaux de Poste d'Ile-de-France différents pour limiter les risques de détection du *testing*.

La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou qu'il se manifeste pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas.

4. Statistiques descriptives sur les taux de succès

S'agissant de données issues d'un *testing* de discrimination à l'embauche, les statistiques descriptives sur les taux de succès des différents profils de candidats contiennent d'emblée beaucoup d'informations sur la mesure des discriminations. Ces taux d'invitation à un entretien d'embauche donnent une première idée de l'ampleur des discriminations mais il est important de vérifier si les écarts constatés sont robustes à la prise en compte des différentes caractéristiques des offres. En effet, si les caractéristiques figurant dans les CV envoyés à chaque offre sont similaires, à l'exception du lieu de résidence, les offres sont pour leur part de nature très diverse. La prise ne compte des caractéristiques des offres sera effectué dans la section suivante.

Les taux de succès en fonction du lieu de résidence du candidat

Dans l'ensemble, 38,5 % des offres d'emploi qui ont été testées, ont donné une réponse positive à au moins l'un des six candidats fictifs. Ce taux de réponse positive est un peu supérieur pour les cuisiniers (41,9 %) que pour les serveurs (35, 1%) ce qui traduit une tension un moins marquée pour ces derniers (tableau 6). Ce résultat s'observe également sur les données des enquêtes sur les Besoins de Main-d'Oeuvre de Pôle Emploi dans lesquelles les employeurs des Hotels-Cafés-Restaurant déclarent plus fréquemment éprouver des difficultés de recrutement pour les cuisiniers (45% à Paris et 59 % en Seine-Saint-Denis) que pour les serveurs (38 % à Paris, 25 % en Seine-Saint-Denis) (voir tableau A2 en annexe). Le niveau de taux de réponse est globalement satisfaisant et même d'un ordre de grandeur supérieur à celui obtenu dans les exploitations de *testing* réalisées par Duguet *et alii* (2010) et Petit *et alii* (2012).

Tableau 6
Répartition du nombre de réponse positive par offre

	Tous	Cuisiniers	Serveurs
Aucune	61,5%	58,1%	64,9%
1 et plus	38,5%	41,9%	35,1%
1 et 2	16,1%	16,2%	15,9%
3 et 4	10,2%	10,3%	10,2%
5 et 6	12,2%	15,4%	9,0%

Une première indication des résultats qui ont été obtenus est donnée dans les taux de succès bruts de chaque candidat qui figurent dans le Tableau 7. On constate que les taux bruts de succès sont assez bien ordonnés selon la qualité du quartier, pour les cuisiniers comme pour les serveurs, et pour les professions qualifiées comme pour les professions moins qualifiées. On constate également que les taux de succès sont plus faibles pour les profils moins diplômés que pour les plus diplômés et qu'ils sont globalement plus forts pour les cuisiniers.

Tableau 7
Taux brut de succès sur les mêmes offres d'emploi

	Taux de réponses favorables	Student	Iotervalle de confiance de niveau 90%	
			Borne inférieure	Borne supérieure
Cuisiniers				
Niveau CAP				
Quartier défavorisé	19,3%	8,05	15,4%	23,3%
Quartier intermédiaire	22,3%	8,85	18,2%	26,4%
Quartier favorisé	23,7%	9,06	19,4%	28,0%
Niveau BAC				
Quartier défavorisé	25,4%	8,82	20,7%	30,1%
Quartier intermédiaire	26,3%	9,11	21,6%	31,0%
Quartier favorisé	26,2%	9,05	21,5%	31,0%
Serveurs				
Niveau CAP				
Quartier défavorisé	13,7%	7,06	10,6%	16,9%
Quartier intermédiaire	14,7%	7,30	11,4%	18,1%
Quartier favorisé	16,0%	7,67	12,6%	19,4%
Niveau BAC				
Quartier défavorisé	20,2%	6,65	15,2%	25,1%
Quartier intermédiaire	19,6%	6,61	14,8%	24,5%
Quartier favorisé	24,2%	7,53	18,9%	29,4%

Les statistiques de Student et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages

Cette hiérarchie apparente des taux de succès selon le quartier de résidence apparaît plus nette à Paris qu'en Seine-Saint-Denis. Notons que les écarts de taux de succès selon le lieu de résidence sont très marqués. Une localisation favorable double les chances d'être invité à un entretien d'embauche pour les serveurs de niveau CAP, dont les taux de succès passent de 9,6 % s'ils résident dans un quartier intermédiaire de Seine-Saint-Denis à 19,9 % dans un quartier intermédiaire de Paris. Pour les serveurs qualifiés, les écarts de taux de succès vont du simple au triple entre un quartier intermédiaire de Seine-Saint-Denis (10,2 %) et un quartier favorisé de Paris (29,1 %). Pour aller plus loin, il faut tester si toutes ces différences de taux de succès sont significatives.

L'objet du Tableau 8 est de tester deux à deux les différences de taux de succès afin de savoir si elles sont significativement différentes de zéro. La première partie du tableau est consacrée à la mesure de l'effet département (75 *versus* 93) conditionnellement au quartier de résidence, à la profession et au niveau de diplôme. On trouve un effet significatif du département et dans le sens attendu pour presque tous les profils des candidats. L'effet est souvent assez massif avec des différences de taux de succès beaucoup plus importantes que dans les autres

différences spatiales. On retiendra que l'effet du département est toujours beaucoup plus marqué que l'effet de quartier.

L'effet de la localité figure dans le bloc « Effet Intermédiaire *versus* Favorisé » aux lignes correspondant à la Seine-Saint-Denis. On compare alors l'effet d'habiter la commune de Bondy plutôt que celle du Raincy. On trouve effectivement un effet significatif mais uniquement pour les serveurs les plus qualifiés pour lesquels la différence des taux de succès est de 6,76 points de pourcentage.

On trouve aussi un effet du quartier, à département donné, mais de façon moins systématique que celui du département, à quartier donné. Cet effet n'est significatif que pour certains profils et certains quartiers. L'effet quartier défavorisé *versus* quartier intermédiaire est significatif à 10 % pour les cuisiniers peu diplômés de Seine-Saint-Denis et les serveurs qualifiés de Paris.

On constate que les effets sont presque toujours plus prononcés pour les serveurs que pour les cuisiniers. Une interprétation possible de ce résultat est que les cuisiniers sont une profession un peu plus en tension ce qui rend la discrimination plus coûteuse pour les employeurs. Une autre interprétation réside dans le fait que les serveurs sont en contact avec la clientèle ce qui peut alimenter une source de discrimination supplémentaire. Il est demandé à un serveur une maîtrise des codes de la relation avec les clients ce qui renvoie à des capacités d'expression et de communication. Un préjugé des employeurs serait que le fait d'habiter dans un quartier défavorisé signale de moindres capacités d'expression et de communication des candidats. La discrimination liée au lieu de résidence à l'encontre des serveurs s'apparenterait alors à une forme de discrimination statistique à la Arrow. Ce constat est cohérent avec les résultats d'une étude antérieure sur données françaises qui indiquait que les discriminations sont en France plus marquées pour les professions en contact avec la clientèle, ce qui expliquerait pourquoi les populations d'origine étrangères éprouvent davantage de difficultés d'accès à l'emploi dans les grands centres urbains où ces professions sont surreprésentées (Bouvard *et al*, 2008).

Tableau 8
Différences de taux de succès sur les mêmes offres

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Ecart (en points de %)	Student	Ecart (en points de %)	Student
Effet joint département et quartier défavorisé (Défavorisé Seine-Saint-Denis versus favorisés Paris)				
	Cuisiniers		**Serveurs**	
CAP	**-6,6***	**-1,95**	**-10,3*****	**-3,78**
BAC	**-7,8***	**-1,85**	**-14,7*****	**-2,62**
Effet du département (93 versus 75)				
	Cuisiniers		**Serveurs**	
CAP				
Quartier défavorisé	-0,67	-0,20	**-5,78****	**-2,20**
Quartier intermédiaire	-0,74	-0,28	**-10,28*****	**-3,41**
Quartier favorisé	-3,69	-1,10	**-10,33*****	**-3,56**
BAC				
Quartier défavorisé	-4,29	-1,04	-6,83	-1,55
Quartier intermédiaire	**-12,99*****	**-3,29**	**-19,08*****	**-4,26**
Quartier favorisé	**-9,53****	**-2,13**	**-14,59****	**-2,70**
Effet quartier Défavorisé versus Intermédiaire				
	Cuisiniers		**Serveurs**	
CAP				
Paris	-2,90	-0,94	-3,16	-1,37
Seine-Saint-Denis	-2,92*	-1,66	1,32	0,65
BAC				
Paris	-5,19	-1,52	**-5,60***	**-1,70**
Seine-Saint-Denis	3,50	1,03	**6,73***	**1,93**
Effet quartier Défavorisé versus Favorisé				
	Cuisiniers		**Serveurs**	
CAP				
Paris	**-5,81***	**-1,89**	**-4,49****	**-2,13**
Seine-Saint-Denis	-2,89	-1,15	0,01	0,01
BAC				
Paris	-3,47	-0,95	-7,98	-1,50
Seine-Saint-Denis	1,75	0,51	0,00	0,00
Effet localité (effet Bondy versus Raincy en Seine-Saint-Denis)				
	Cuisiniers		**Serveurs**	
CAP	-0,01	0,00	-1,27	-0,71
BAC	-1,75	-0,49	**-6,76***	**-1,95**

Les statistiques de Student ont été calculées par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages
Lecture : Par exemple, pour mesurer l''effet quartier Défavorisé versus Favorisé, on prend le taux de succès du quartier Défavorisé et on lui retranche celui du quartier Favorisé. La différence est négative, traduisant une préférence pour un quartier favorisé..
*** *significatif au seuil de 1%, ** de 5%, *** de 10%*

Tableau 9
Test binomial de discrimination

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	**1er groupe préféré (N1)**	**2e groupe préféré (N2)**	**P1 = N1/(N1+N2)**	**Hypothèse nulle :** P1 = ½		
				Alternative P1 < 1/2	**Alternative** P1 ≠ 1/2	**Alternative** P1 > 1/2
Effet joint département et quartier défavorisé (Défavorisé Seine-Saint-Denis versus favorisés Paris)						
Cuisiniers						
CAP	6	15	0,286	**0,039****	**0,078***	0,987
BAC	8	17	0,320	**0,054***	0,108	0,978
Serveurs						
CAP	2	18	0,100	**0,000*****	**0,000*****	1,000
BAC	7	20	0,259	**0,010*****	**0,010*****	0,997
Effet du département (Seine St Denis versus Paris)						
Cuisiniers						
CAP						
Quartier défavorisé	11	10	0,524	0,500	1,000	0,668
Quartier intermédiaire	6	7	0,462	0,500	1,000	0,709
Quartier favorisé	8	13	0,381	0,192	0,383	0,905
BAC						
Quartier défavorisé	9	14	0,391	0,202	0,405	0,895
Quartier intermédiaire	4	19	0,174	**0,001*****	**0,003****	0,999
Quartier favorisé	8	19	0,296	**0,026****	**0,052***	0,99
Serveurs						
CAP						
Quartier défavorisé	4	13	0,235	**0,024***	**0,049****	0,994
Quartier intermédiaire	4	20	0,167	**0,000*****	**0,002****	0,999
Quartier favorisé	3	19	0,136	**0,000*****	**0,001*****	0,999
BAC						
Quartier défavorisé	5	11	0,313	0,105	0,210	0,962
Quartier intermédiaire	1	18	0,053	**0,000*****	**0,000*****	0,999
Quartier favorisé	6	19	0,240	**0,007*****	**0,015****	0,998
Effet quartier défavorisé *versus* quartier favorisé						
Cuisiniers						
CAP						
Paris	5	13	0,278	**0,048****	**0,096***	0,985
Seine-Saint-Denis	4	8	0,333	0,193	0,388	0,927
BAC						
Paris	7	11	0,389	0,240	0,481	0,881
Seine-Saint-Denis	9	7	0,563	0,773	0,804	0,402
Serveurs						
CAP						
Paris	2	9	0,182	**0,033****	**0,065***	0,994
Seine-Saint-Denis	4	4	0,500	0,637	1,000	0,637
BAC						
Paris	8	15	0,348	0,105	0,210	0,953
Seine-Saint-Denis	5	5	0,500	0,623	1,000	0,623

L'analyse est restreinte aux offres d'emploi pour lesquelles les candidat(e)s des groupes comparés ont obtenus des réponses différentes (1er(e) accepté(e) et 2e rejeté(e), ou l'inverse). Test binomial exact de traitement égalitaire.
**** significatif au seuil de 1%, ** de 5%, *** de 10%*
Lecture : Une statistique de test significative dans la colonne « Alternative P1 < ½ » signifie que le 93 est préféré, une statistique significative dans la colonne « Alternative P1 > ½ » signifie que le 75 est préféré.

De façon plus formelle, on vérifie dans le Tableau 9 l'existence d'une discrimination à l'aide d'un test binomial dont l'hypothèse nulle est qu'aucun groupe n'est préféré à un autre. On conclut à l'existence d'une discrimination en raison du département pour tous les profils exceptés les cuisiniers les moins qualifiés et ceux qualifiés qui résident dans un quartier défavorisé. On conclut aussi à un effet quartier défavorisé mais uniquement pour les non qualifiés à Paris, qu'ils soient serveurs ou cuisiniers.

Effets de la localisation des restaurants

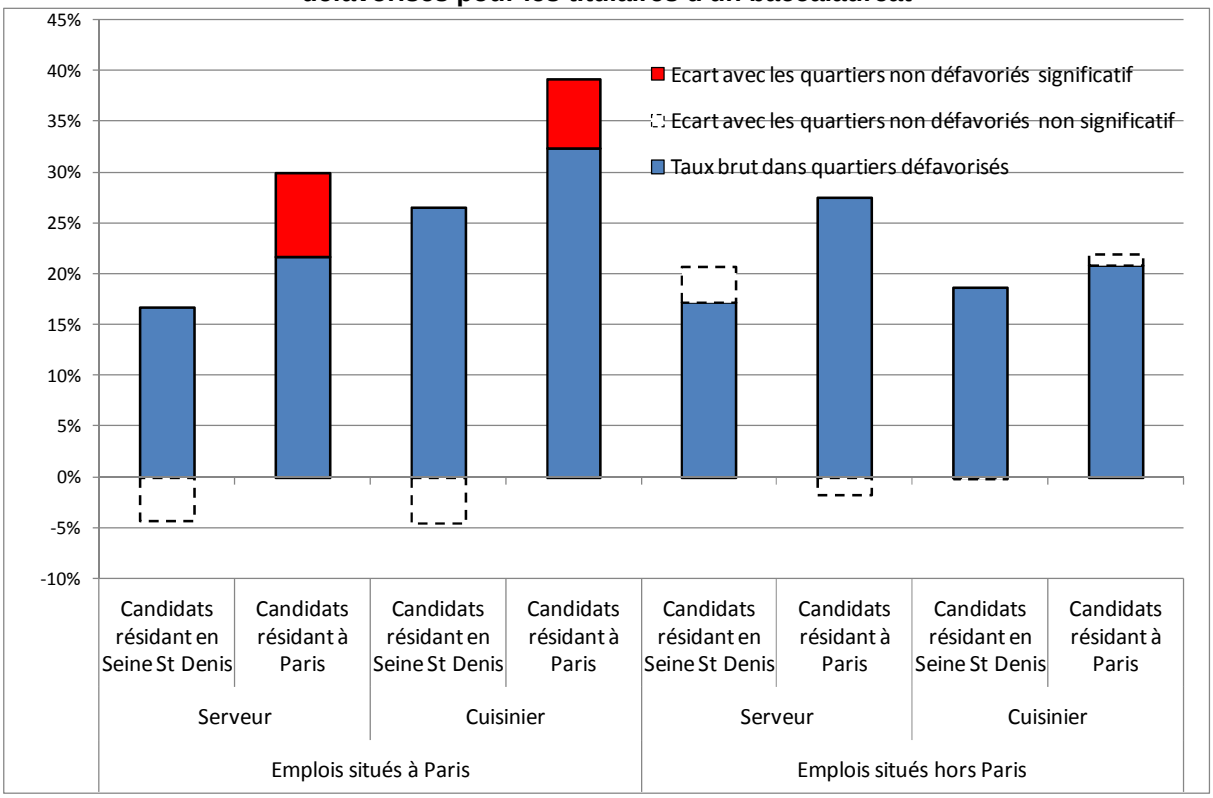
Ces premiers résultats sont intéressants mais il parait utile de distinguer selon la localisation des restaurants et pas uniquement celle des candidats. Le tableau 10 présente les taux de succès selon la localisation des offres et l'on constate effectivement qu'il y a des différences sensibles selon les offres. Dans le même esprit, le graphique 1 représente de façon synthétique les niveaux de taux de succès et les écarts selon le lieu de résidence, pour les deux professions et au niveau du baccalauréat, en prenant en compte la localisation des offres d'emploi. On constate effectivement des différences significatives de taux de succès entre les différents profils de candidats selon que les offres sont localisées à Paris intra-muros (à gauche du graphique) ou en dehors (à droite du graphique).

Tableau 10
Taux brut de succès selon le lieu de résidence et de localisation de l'offre

	Taux de réponses favorables	Student	Intervalle de confiance de niveau 90%	
			Borne inférieure	Borne supérieure
CUISINIERS				
Résidence 75 - travail 75	33,5%	12,82	29,2%	37,8%
Résidence 75 - travail 93	28,3%	4,79	18,6%	38,1%
Résidence 75 - travail autre département IDF	19,3%	9,38	15,9%	22,7%
Résidence 93 - travail 75	26,1%	10,75	22,1%	30,0%
Résidence 93 - travail 93	28,4%	4,79	18,7%	38,1%
Résidence 93 - travail autre département IDF	15,7%	8,23	12,6%	18,9%
SERVEURS				
Résidence 75 - travail 75	22,2%	10,38	18,7%	25,7%
Résidence 75 - travail 93	11,9%	2,33	3,5%	20,2%
Résidence 75 - travail autre département IDF	24,1%	9,96	20,2%	28,1%
Résidence 93 - travail 75	10,1%	6,57	7,5%	12,6%
Résidence 93 - travail 93	16,7%	2,86	7,1%	26,2%
Résidence 93 - travail autre département IDF	13,6%	7,07	10,5%	16,8%

Les statistiques de Student ont été calculées par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages
**** significatif au seuil de 1%, ** de 5%, *** de 10%*
Source : données issues du *testing*

Graphique 1
Taux brut de succès des quartiers défavorisés et écart par rapport aux quartiers non défavorisés pour les titulaires d'un baccalauréat



5. Estimations économétriques

Dans notre protocole expérimental, nous contrôlons entièrement les caractéristiques des demandeurs d'emploi mais nous ne contrôlons pas celles des offres d'emploi par les entreprises. Il convient donc de vérifier si les résultats des statistiques descriptives dépendent des caractéristiques spécifiques des offres. Afin de déterminer toutes choses égales par ailleurs, les effets du département et du quartier sur la probabilité d'obtenir une offre positive, il est possible de recourir à un modèle logistique. On pose **:**

$$log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}DEP + \beta_2 QD + \beta_3 QD * DEP + \gamma X_{ij} \qquad (1)$$

avec p_{ij} la probabilité pour que la candidature i à l'offre j soit égale à 1.

X : le niveau de diplôme, le poste visé cuisinier/serveurs, les caractéristiques de l'offre

QD : être localisé dans un quartier défavorisé

DEP : être localisé dans le département de Seine-Saint-Denis.

Le modèle 1 du tableau 11 présente les résultats obtenus lorsque l'on considère les coefficients β_{0j} à β_{1j} invariants selon les offres d'emploi considérées. La régression porte sur la totalité des 2 988 observations dans laquelle on introduit des indicatrices pour chaque variable qualitative des candidats et des offres.

Les résultats confirment un effet très net du département et un effet marqué du quartier, quoique dans une moindre mesure. Le tableau 12 expose les effets marginaux[4] obtenus à partir de ces résultats. L'effet négatif du département Seine-Saint-Denis est de 9,3 points et l'effet quartier sur Paris est 4,65 points de pourcentage. Cet effet du département est en valeur absolue d'un ordre de grandeur comparable à l'effet positif d'un baccalauréat professionnel relativement à un CAP. Une localisation en Seine-Saint-Denis peut également annuler

[4] L'effet marginal associé au fait d'habiter dans un quartier défavorisé situé en Seine-Saint-Denis s'obtient formellement en calculant :

$$\Lambda(\gamma\bar{X} + \widehat{\beta_{1j}} + \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3}) - \Lambda(\gamma\bar{X})$$

avec $\bar{X}$ l'ensemble des variables explicatives autres que les variables QD et DEP. et $\Lambda(x)=e^x/(1+e^x)$. On utilise cette formule puisque nos variables d'intérêt sont de nature discrète.

l'avantage à l'embauche dont bénéficient les cuisiniers relativement aux serveurs du fait des difficultés de recrutement pour cette profession.

L'effet croisé du département et du quartier est de signe opposé, ce qui signifie qu'un quartier défavorisé est moins pénalisant lorsque l'on réside dans un département déjà défavorisé. La pénalité à l'embauche associée au quartier défavorisée est donc plus forte à Paris qu'en Seine-Saint-Denis.

Les modèles 2 et 3 du tableau 11 introduisent une structure hiérarchique (Bryk and Raudenbush (1992), Hox, 2002). Ils permettent de tenir compte de la structure des données obtenue à l'aide du testing et de tester la sensibilité des coefficients associés à l'effet du département et du quartier aux caractéristiques des offres d'emplois[5].

L'objectif est de contrôler les effets observables et inobservables associées aux offres d'emploi auxquelles les CV ont été envoyés. L'originalité du modèle hiérarchique permet d'avoir des paramètres de la forme suivante :

$$\beta_{kj} = \beta_{k0} + \alpha_k W + u_{kj} \qquad (2)$$

Le paramètre β_{kj} est une combinaison linéaire d'un effet moyen pour chaque offre, exprimé par les coefficients β_{k0}, d'un effet fixe lié aux caractéristiques des offres $\alpha_k W$ et d'une variation aléatoire de cet effet u_{kj}.

Le modèle 2 correspond au cas où seul β_{0j} est variable selon les offres. Ce modèle est identique à un modèle Logit avec effet aléatoire. La corrélation intra-classe[6] est élevée puisque plus 80% de variance totale s'explique par la structure hiérarchique des données. Lorsque l'on tient compte de cette dimension, l'effet marginal associé au département et au quartier chute sensiblement mais demeure important et significatif.

Le modèle 3 intègre les éléments liés aux offres susceptibles d'affecter les coefficients de département et de quartier. Plusieurs tests ont été réalisés et seul le coefficient β_{1j} évolue de manière significative en fonction de la localisation des offres.

[5] Selon le critère d'Akaike ces deux modélisations améliorent la qualité de l'estimation.

[6] La corrélation intra-classe est obtenue en calculant le ratio suivant (Hox, 2002) : $\frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2+\pi^2/3)}$

Tableau 11
Estimation de la probabilité d'une réponse positive

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
Localisation de l'offre	Coef.	std.	Coef.	std.	Coef.	std.
Localisation en Seine St Denis (Dep93)	-0,595***	0,114	-1,395***	0,183	-1,608***	0,445
Localisation en zones urbaines sensibles (zus)	-0,268**	0,134	-0,642***	0,208	-0,749***	0,227
zus*dep93	0,312	0,200	0,742**	0,306	0,882**	0,344
Caractéristiques de l'individu						
Niveau bac professionnel	0,400***	0,106	1,147**	0,491	1,531***	0,541
Offre pour un cuisinier (ref. serveur)	0,482***	0,100	1,019**	0,450	1,340**	0,562
Caractéristiques de l'offre et de l'entreprise						
Entreprise située dans Paris intra-muros (d75)	0,490***	0,104	1,005**	0,455	1,069**	0,517
Offre issue de Pôle Emploi	0,555***	0,116	0,933*	0,519	0,980*	0,597
Type d'entreprise (ref : brasseries)						
Spécialités asiatiques	-0,555*	0,321	-0,792	1,253	-0,953	1,457
Crêperies	-0,100	0,166	-0,031	0,696	0,078	0,800
Restaurants gastronomiques	0,236	0,396	0,380*	1,919	0,671	2,190
Pizzeria et restaurants italiens	0,537***	0,197	1,169	0,919	1,715*	1,059
Restaurants traditionnels	0,610**	0,282	1,395	1,326	2,124	1,519
Hôtels restaurants	0,229	0,157	0,514	0,709	0,657	0,814
Autres	0,613***	0,178	1,503*	0,832	1,986**	0,958
NSP	0,577***	0,206	1,258	0,933	1,974*	1,070
Constance	-2,213***	0,210	-4,966***	0,832	-6,068***	0,981
sigma u0			3,699***	0,287	4,304***	0,345
d75*Dep93					-0,996**	0,508
Sigma u1					2,614***	0,362
Corrélation intra-classe			80,6%	%	67,5%	
Pseudo-R2	4,65%		4,86%		7,8%	
Log de vraisemblance	-1445,8		-989,2		-958,5	
Critère d'information d'Akaike	2929,7		2018,3		1961,0	

Les écarts-types ont été calculés sans recourir au Boostrap
**** significatif au seuil de 1%, ** de 5%, *** de 10%*
Source : données issues du *testing*

On obtient la relation suivante :

$$\widehat{\beta_{1j}} = \underset{(0,445)}{-1,608} + \underset{(2,614)}{-0,996} d_{75} + \hat{u}_{kj} \text{ avec } \hat{u}_{kj} \sim N(0, 2,61^2) \qquad (3)$$

Ainsi l'effet négatif du département varie selon une loi normale de moyenne - 2,604 et de variance $2,61^2$ pour les offres localisées sur Paris. La moyenne de cet effet n'est plus que

-1,608 pour les offres situées en dehors de Paris pour une variance inchangée. Toutefois, les offres situées sur Paris ont un effet contradictoire pour les candidats situés en Seine-Saint-Denis. Elle conduise de manière générale à un taux de réponse plus important que les autres mais les employeurs ont tendance à être plus discriminant à l'égard des candidats issus de ce département.

Tableau 12
Détermination des effets marginaux associés au département et au quartier

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Localisation en Seine St Denis	-9,23***	-4,24***	-7,61***
Localisation en zones urbaines sensibles (zus) en Seine-St-Denis	-8,83***	-4,09***	-7,51***
Localisation en zones urbaines sensibles (zus) sur Paris	-4,65***	-2,63***	-4,41***
Niveau bac professionnel	5,07***	1,63***	1,91***

**** significatif au seuil de 1%, ** de 5%, *** de 10%*
Source : données issues du *testing*

6. Conclusions

Nous avons montré que le lieu de résidence pouvait exercer un effet sur les chances d'accéder à l'emploi selon plusieurs échelles spatiales. Cet effet existe au niveau du département de résidence et il est très marqué dans le cas de la Seine-Saint-Denis. Cet effet existe aussi, dans une moindre mesure, au niveau du quartier où l'on habite. Les deux effets se cumulent tout en se compensant en partie. Ils sont de grande ampleur puisqu'une bonne adresse peut aller jusqu'à tripler les chances d'être invité à un entretien d'embauche. Habiter un quartier défavorisé est moins préjudiciable lorsque l'on réside dans un département défavorisé.

Ces conclusions reposent sur une expérience contrôlée réalisée en Ile-de-France, pour des candidats fictifs à l'emploi résidant à Paris et en Seine-Saint-Denis, entre octobre 2011 et février 2012, pour des professions de serveurs et de cuisiniers. Elles ne sont pas nécessairement valables pour d'autres localisations, d'autres périodes et d'autres professions. Il serait nécessaire de réaliser de nouveaux tests de discrimination afin de confirmer leur degré de généralité. Néanmoins, nos conclusions confirment celles issues des travaux précédents sur d'autres professions qui concluaient systématiquement à un effet marqué du lieu de résidence (Duguet *et alii* [2010], L'Horty *et alii* [2012], Petit *et alii* [2013]). Elles prolongent le constat en indiquant que le signal envoyé par le lieu de résidence peut combiner un effet du département, de la localité et du quartier. L'incitation à changer de lieu de résidence, à la fois de quartier mais aussi de département, peut donc être massive lorsque l'on

cherche à sortir du chômage. Ce phénomène est à même de renforcer les disparités spatiales dans l'accès à l'emploi en favorisant la concentration des demandeurs d'emploi dans l'espace.

Le lieu de résidence joue ainsi un rôle actif dans les déterminants individuels du retour à l'emploi au travers des comportements des employeurs qui sélectionnent les candidats à un recrutement en fonction de leur adresse. Jusqu'ici, l'existence de discriminations à l'embauche liées au lieu de résidence n'était pas démontrée en France, contrairement aux discriminations liées au sexe ou à l'origine. Il est vrai qu'actuellement, le lieu de résidence ne figure pas parmi les critères retenus par la loi sur la base desquels il est interdit de discriminer en France (Art 225-1 du Code Pénal).

Pour expliquer cet effet spécifique du lieu de résidence, il faut sans doute se tourner vers les sources de discrimination statistique, c'est-à-dire de discrimination liée à l'information dont dispose l'employeur plutôt qu'à ses préférences. En l'absence d'une information parfaite sur la productivité des candidats à l'emploi, les employeurs attribuent à ces candidats ce qu'ils pensent être les caractéristiques moyennes des populations particulièrement représentées dans les quartiers, c'est-à-dire des Français issus de l'immigration aux revenus fragiles et aux situations d'emploi instables. Selon ces représentations, le lieu de résidence pourrait être perçu comme un signal d'une moindre fiabilité professionnelle ou d'un réseau social peu diversifié.

De même que les discriminations liées à l'origine, dont peuvent faire l'objet les habitants immigrés ou descendants d'immigrés, surreprésentés dans les Zus, appellent des dispositifs spécifiques pour les enrayer, il nous semble que l'existence de discriminations en raison du lieu de résidence justifie la mise en œuvre de politiques de remédiation. On pense évidemment aux dispositifs de la politique de la ville qui sont ciblés sur les quartiers défavorisés et qui trouvent ici une nouvelle source de justification. On pense plus largement à l'ensemble des politiques publiques, qui mériteraient de mieux prendre en compte les critères territoriaux dans leur mise en œuvre, en particulier pour les politiques sociales et les politiques de l'emploi. Mais on pense également à la nécessité que la discrimination en raison du lieu de résidence soit juridiquement reconnue et qu'elle occupe une place dans l'ensemble des motifs prohibés par le droit.

Bibliographie

Bertrand M. et Mullainathan S. (2004). “Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination” *American Economic Review*, vol. 94(4), pages 991-1013.

Bouvard, L., Combes P-P., Decreuse B., Laouenan, M., Schmutz B., Trannoy A., (2008). « Géographie du chômage des personnes d’origine africaine : Une discrimination vis-à-vis des emplois en contact avec la clientèle ? » *IDEP Working Paper*, n° 0908.

Bryk and Raudenbush (1992), Hierarchical linear models, Newbury Park, CA, Sage.

CEREQ (2008), Quand l’école est finie...Premiers pas dans la vie active de la Génération 2004.

Cutler D.M. et Glaeser E.L. (1997). “Are Ghettos Good or Bad ?”, *Quaterly Journal of Economics*, vol 112, pp827-872.

Duguet E., L’Horty Y. et Petit P. (2009). « L’apport du *testing* à la mesure des discriminations», *Connaissance de l’emploi*, nº 68.

Duguet E., Léandri N., L’Horty Y. et Petit P. (2010). “Are Young French Job Seekers of Ethnic Immigrant Origin Discriminated Against? A Controlled Experiment in the Paris Area”, *Annals of Economics and Statistics*, Number 99-100, July-december, pp 187-215.

Galster G.C. (2010). “The Mechanism(s) of Neighborhood Effects: Theory, Evidence, and Policy Implications”, Paper for presentation at the ESRC Seminar: “Neighbourhood Effects: Theory & Evidence”, St. Andrews University, Scotland, UK.

Gobillon L., Selod H. Y. Zenou (2007), “The mechanisms of spatial Mismatch”, *Urban Studies*, 44(12), pp. 2401-2427.

Hellerstein J.K., et Neumark D., 2011. "Employment in Black Urban Labor Markets: Problems and Solutions," *NBER Working Papers* 16986, National Bureau of Economic Research, Inc.

Hox J., (2002), Multilevel Analysis : techniques and applications, Psychology Press, New-York

L’Horty Y., Duguet E., du Parquet L., Petit P. et Sari F., (2012), « Les effets du lieu de résidence sur l’accès à l’emploi : Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France », *Economie et Statistique*, n°447, pp 71-95.

Neumark, D., Bank R.J. and Van Nort K. D. (1996). “Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 3, Aug., 1996, pp 915-941

Petit P. (2003), “Comment évaluer la discrimination à l’embauche ?” *Revue Française d’Économie*, 17 (3), pp. 55-87.

Petit P., Duguet E., et L’Horty Y. (2013), « Discrimination résidentielle et origine ethnique : Une étude expérimentale sur les serveurs en Île-de-France», *Economie et Prévision*, à paraître.

Annexe 1

Statistiques complémentaires sur la restauration en Ile-de-France

Tableau A1 : Lieu de résidence et de travail pour les serveurs et les cuisiniers de Paris et de Seine-Saint-Denis

	Serveurs	Cuisiniers	Hotels-Cafés-Restaurants (HCR)	Non HCR
Résidence 75 - travail 75	67%	55%	62%	58%
Résidence 93 - travail 93	9%	15%	11%	20%
Résidence 75 - travail 93	1%	3%	2%	6%
Résidence 93 - travail 75	23%	27%	25%	16%
Total	**53 292**	**37 476**	**90 768**	

Source : DADS, 2009, Insee

Tableau A2 : Difficultés de recrutement déclarées par les chefs d'entreprise de Paris et de Seine-Saint-Denis

Libellé Métier	Paris	Seine-Saint-Denis
Aides, apprentis, employés polyvalents de cuisine (y compris crêpes, pizzas, plonge ?)	*19%*	*17%*
Cuisiniers	*45%*	*59%*
Chefs cuisiniers	*33%*	*51%*
Serveurs de cafés, de restaurants et commis	*38%*	*25%*
Maîtres d'hôtel, sommeliers	50%	100%
Employés de l'hôtellerie	38%	26%
Maîtrise de l'hôtellerie, management du personnel d'étage	91%	0%
Cadres de l'hôtellerie et de la restauration (y compris établissements de restauration collective)	74%	19%
Moyenne HCR	**33%**	**27%**
Total département	**35%**	**32%**

Source : Enquête BMO, 2009, Pole emploi

Tableau A.3 : Répartition des établissements et de l'emploi dans le secteur HCR à Paris et en Seine-Saint-Denis

	Nombre d'établissements			Nombre de salariés		
Activité	Paris	Seine-Saint-Denis	Total	Paris	Seine-Saint-Denis	Total
Restauration traditionnelle	7 715	1 134	8 849	66 590	5 191	71 781
Restauration de type rapide	2 662	827	3 489	20 070	4 863	24 933
Restauration collective sous contrat	280	105	385	2657	1 537	4 194
Autres services de restauration n.c.a.	315	139	454	4260	1 396	5 656
Hôtels et hébergement similaire	1 909	264	2 173	32 263	2 772	35 035
Hébergement touristique et autre hébergement de courte durée	83	6	89	3 312	50	3 362
Autres hébergements	113	28	141	1 725	338	2 063
Débits de boissons	685	163	848	3 669	468	4 137
Cafétérias et autres libres-services	23	7	30	376	211	587
Services des traiteurs	195	57	252	2 451	481	2 932

Source : DADS, 2009, Insee

Tableau A4 : Distance moyenne et temps moyen domicile travail des candidats

	PARIS						Seine-Saint-Denis					
	Non Zus			Zus			Non Zus			Zus		
	Q1	Moy.	Q3	Q1	Moy.	Q3	Q1	Moy.	Q3	Q1	Moy.	Q3
Ensemble des offres												
Distance moyenne (en km)	4,7	13,8	15,0	4,3	13,5	16,0	16,0	23,9	26,0	14,0	21,7	24,0
Temps moyen en voiture (en minutes)	11,0	21,2	27,5	9,0	19,6	26,0	26,0	34,0	38,0	24,0	31,5	36,0
Temps moyen en transport (en minutes)	26,0	42,3	54,0	25,0	40,0	50,0	56,0	69,4	78,0	39,0	53,1	62,0
% distance et temps inconnue		25%			25%			25%			25%	
Nb d'observations		996			498			996			498	
Uniquement les offres ayant obtenu au moins une réponse positive												
Distance moyenne domicile travail (en km)	4,3	11,1	13,0	3,8	10,7	13,0	16,0	21,2	24,0	13,0	19,1	22,0
Temps moyen en voiture (en minutes)	10	18,5	24,0	8,0	16,8	22,0	26,0	32,0	37,0	24,0	29,5	32,0
Temps moyen en transport (en minutes)	26	38,3	49,5	23,0	35,5	47,0	54,0	65,4	74,0	38,0	49,6	55,0
% distance inconnue		27%			27%			27%			27%	
Nb d'observations		384			192			384			192	

Source : données issues du *testing*

Annexe 2

Candidatures de 2 candidats fictifs de la campagne de *testing*

Nous présentons ci-après les CV et lettres de motivation de deux des six candidats fictifs qui ont candidaté sur des postes de serveurs moins qualifiés. Il s'agit d'une part du candidat résidant dans le 18ème arrondissement de Paris dans un quartier classé en Zus (candidat D-75) et d'autre part du candidat résidant à Bondy en Seine-Saint-Denis dans un quartier classé en Zus (candidat D-93).

Ces candidatures ont été envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi.

Anthony LEBLANC
52 Boulevard Barbès
75018 PARIS

XXX@hotmail.fr
XX.XX.XX.XX.XX

Titulaire du permis B avec véhicule personnel
22 ans, célibataire, nationalité française

CUISINIER CONFIRME

FORMATION

- **Juin 2007** — **CAP Cuisine**
  CFA du Mans (en alternance)

EXPERIENCE PROFESSIONNELLE

- **Depuis Janv. 2011** — **Cuisinier** *Aux Trois Fourneaux* aux Ulis
- **Avril 2009 –Déc. 2010** — **Cuisinier** à *la Ferme* à Plaisir
- **Sept. 2007 -Mars 2009** — **Cuisinier** au *Saint Antoine* à La Ferté Bernard
- **Sept. 2005-Aout 2007** — **Cuisinier** à l'*Auberge de Bagatelle* au Mans **En alternance**

LOISIRS

- Cinéma
- Handball

Anthony LEBLANC
52 Boulevard Barbès
75018 PARIS

XXX@hotmail.fr
XX.XX.XX.XX.XX

Madame, Monsieur,

Votre annonce pour un emploi de cuisinier dans votre restaurant a retenu toute mon attention. Je souhaite postuler à cette offre d'emploi.

J'ai plusieurs expériences dans la restauration et un CAP que j'ai eu en apprentissage. J'ai très envie de travailler dans un restaurant comme le votre car ma formation et mes expériences m'ont permis d'acquérir les compétences que vous recherchez pour cet emploi.

J'espère que ma candidature attire votre attention et que vous m'accorderez un entretien, je vous prie d'agréer, Madame, Monsieur, l'expression de toute ma considération.

A. LEBLANC

Romain DUBOIS
Bâtiment Pavillon
4 avenue Blériot
93 140 BONDY

XX.XX.XX.XX.XX / XXX@voila.fr

CUISINIER NIVEAU V

Situation personnelle :
23 ans – célibataire – sans enfant
Nationalité Française
Parfaite mobilité - Permis et voiture personnelle

EXPERIENCE PROFESSIONNELLE

- ✓ Nov. 2010 – Aujourd'hui : Cuisinier
  Restaurant Au Moulin de ma Tante à Créteil (94)

- ✓ Mars 2009 – Oct. 2010 : Cuisinier
  Restaurant La Chaumière à Poissy (78)

- ✓ Sept 2007 – Fév. 2009 : Cuisinier
  Restaurant Les 7 Sonnettes à Angers (49)

- ✓ Sept 2005 – Août 2007 : Cuisinier en contrat d'apprentissage
  Restaurant L'Amuse Bouche à Saumur (49)

FORMATION

- ✓ 2007 **:** CAP CUISINE au CFA d'Angers (49)

CENTRES D'INTERET

Le football et la musique.

Romain DUBOIS
Bâtiment Pavillon
4 avenue Blériot
93 140 BONDY

XX.XX.XX.XX.XX / XXX@voila.fr

Candidature à un poste de cuisinier

Madame, Monsieur,

Par la présente lettre, je souhaite présenter ma candidature à un poste de cuisinier dans votre restaurant.

J'ai découvert ce métier il y a plusieurs années. J'ai passé un CAP en apprentissage Ca m'a permis de me perfectionner. Depuis cette formation, je suis cuisinier.

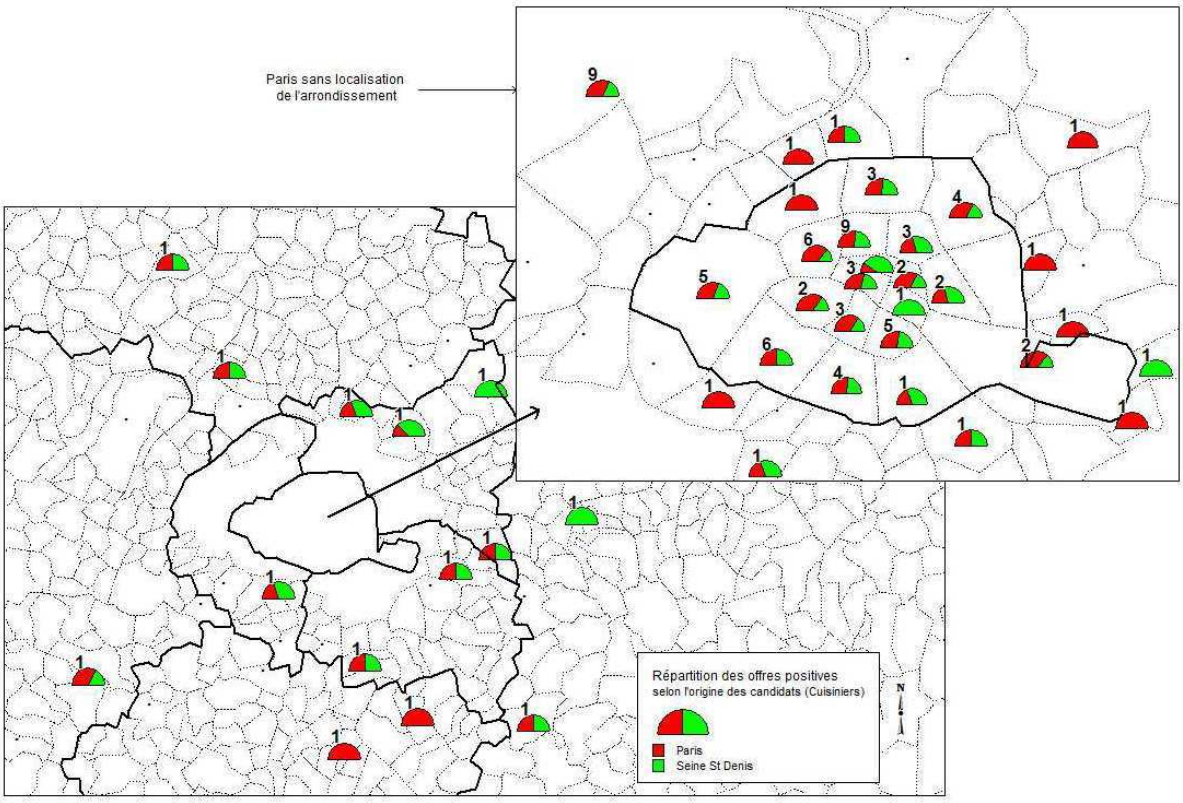
Je voudrais bien mettre mes compétences à votre disposition. Je me tiens à votre entière disposition pour vous rencontrer.

Espérant que ma candidature retiendra votre attention, je vous prie de croire Madame, Monsieur, en l'expression de ma considération.

Annexe 3

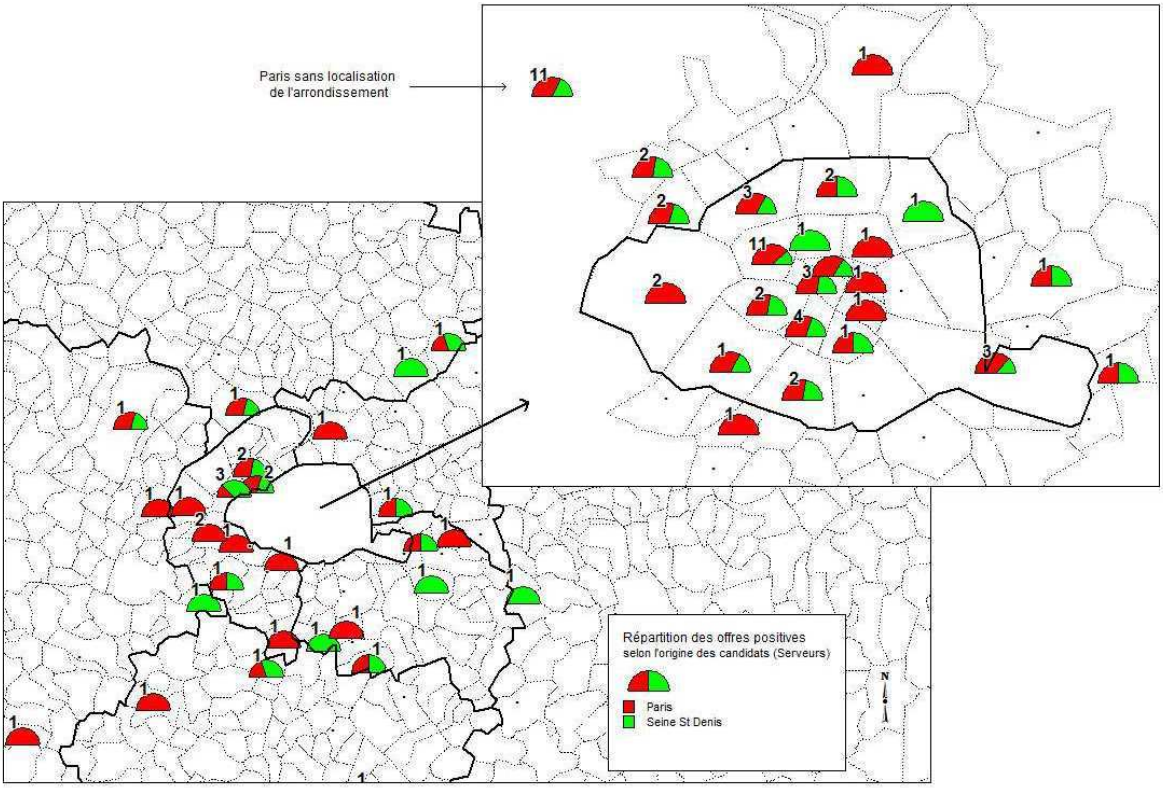
Cartographie des invitations à des entretiens d'embauche selon la localisation de l'offre et celle des candidats

Carte 1. Effet département pour les cuisiniers



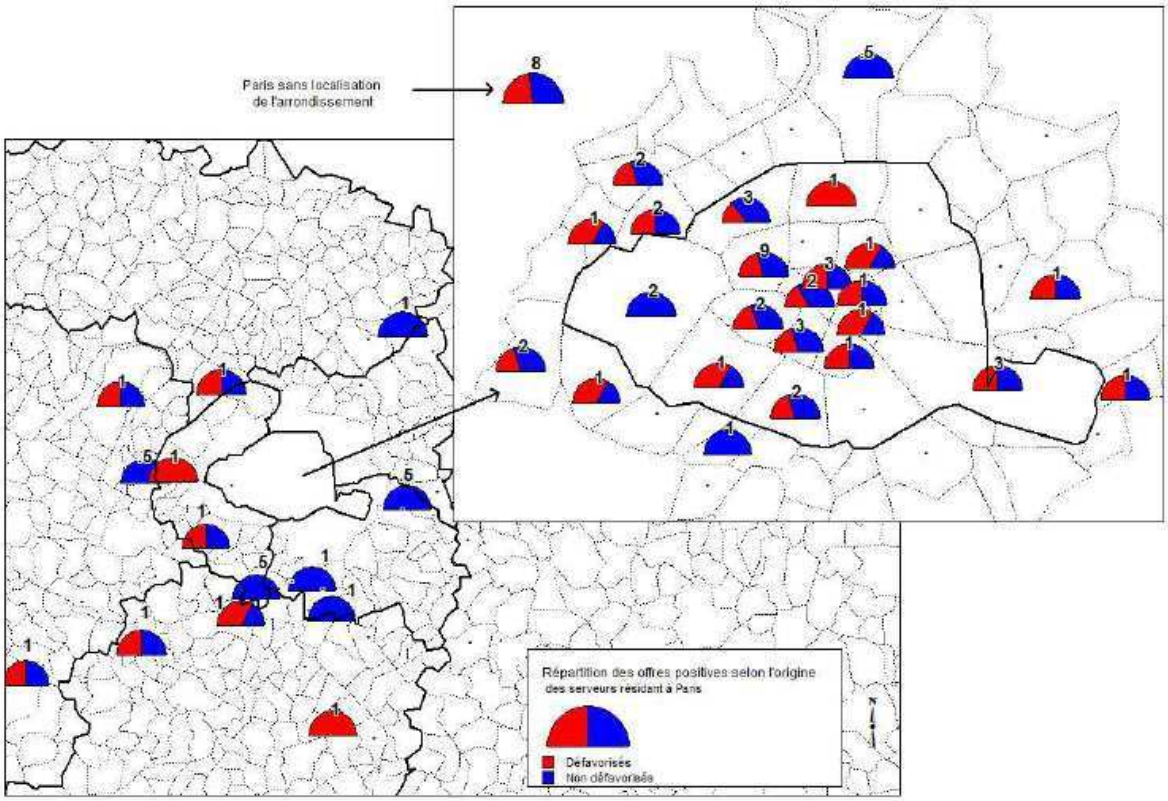
Lecture : Les chiffres correspondent au nombre d'offre d'emploi pour chaque localité.

Carte 2. Effet département pour les serveurs



Lecture : Les chiffres correspondent au nombre d'offre d'emploi pour chaque localité.

Carte 3. Effet du quartier pour les serveurs parisiens



Lecture : Les chiffres correspondent au nombre d'offre d'emploi pour chaque localité.

TEPP Rapports de Recherche 2013

13-5. Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants ? Les enseignements d'une expérience contrôlée
Jekaterina Dmitrijeva, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-4. Evaluer l'efficacité d'une campagne de valorisation du bénévolat :
Les enseignements de deux expériences contrôlées sur le marché du travail
Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-3. Les différents parcours offerts par l'Education Nationale procurent-t-ils les mêmes chances d'accéder à l'emploi?
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

13-2. Faut-il subventionner le permis de conduire des jeunes en difficulté d'insertion ?
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Bénédicte Rouland, Yiyi Tao

13-1. Anatomie d'une politique régionale de lutte contre les discriminations
Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2012

12-9. Emploi et territoire : réparer les fractures
Yannick L'Horty

12-8. Inadéquation des qualifications et fracture spatiale
Frédéric Gavrel, Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Isabelle Lebon

12-7. Comment réduire la fracture spatiale ? Une application en Ile-de-France
Frédéric Gavrel, Nathalie Georges, Yannick L'Horty

12-6. L'accès à l'emploi après un CAP ou un baccalauréat professionnel : Une évaluation expérimentale
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

12-5. Discrimination à l'embauche des jeunes en Ile-de-France : un diplôme plus élevé compense-t-il une origine maghrébine ?
Emilia Ene

12-4. Evaluer les réformes des exonérations générales de cotisations sociales
Mathieu Bunel, Céline Emond, Yannick L'Horty

12-3. Evaluer un dispositif sectoriel d'aide à l'emploi : L'exemple des hôtels cafés restaurants de 2004 à 2009
Mathieu Bunel

12-2. L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : Le défi de la crise
Eleni Iliopoulos, Thepthida Sopraseuth

12-1. Etre meilleur Apprenti de France : Quels effets sur l'accès à l'emploi ? Les enseignements de deux expériences contrôlées sur des jeunes d'Ile-de-France
Pascale Petit, Florent Fremigacci, Loïc du Parquet, Guillaume Pierne

La Fédération TEPP

La Fédération de recherche CNRS **Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP, FR n°3435)** réunit des centres de recherche en économie et sociologie :

- Le **Centre d'Etudes des Politiques Economiques de l'université d'Evry**, **EPEE**, Université d'Evry Val d'Essonne

- Le **Centre Pierre Naville**, **CPN**, Université d'Evry Val d'Essonne

- Le **Centre de Recherche en Economie et Management,** **CREM,** Université de Caen Basse Normandie et Université de Rennes 1

- L'**Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation**, **ERMES**, Université deParis II Panthéon-Assas

- L'**Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Temporelles en Economie**, **ERUDITE**, Université de Paris-Est Créteil et Université de Paris-Est Marne-la-Vallée

- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, **GAINS**, Université du Maine

La Fédération TEPP rassemble 150 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

www.tepp.eu