

Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France

Yannick l'Horty, Emmanuel Duguet, Loic Du Parquet, Pascale Petit, Florent Sari

► **To cite this version:**

Yannick l'Horty, Emmanuel Duguet, Loic Du Parquet, Pascale Petit, Florent Sari. Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France. 2011. halshs-00745017

HAL Id: halshs-00745017

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00745017>

Submitted on 24 Oct 2012

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.



Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi :
une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés
en Ile-de-France

YANNICK L'HORTY, EMMANUEL DUGUET, LOÏC DU PARQUET,
PASCALE PETIT, FLORENT SARI

www.tepp.eu

Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France

Yannick L'HORTY, Emmanuel DUGUET, Loïc du PARQUET
Pascale PETIT et Florent SARI

Révisé mai 2011

Rapport à l'Agence nationale pour la cohésion sociale et l'égalité des chances (ACSé)

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3126), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, Yannick.lhorty@univ-mlv.fr

Emmanuel DUGUET, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3126), 61 avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil cedex, emmanuel.duguet@u-pec.fr

Loïc du PARQUET, Université du Maine, GAINS et TEPP (FR CNRS n°3126), avenue Olivier Messiaen 72085 Le Mans cedex 09, loic.du_parquet@univ-lemans.fr

Pascale PETIT, Université d'Evry Val d'Essonne, EPEE et TEPP (FR CNRS n°3126), 4 boulevard François Mitterrand 91025 Evry cedex, pascale.petit@univ-evry.fr

Florent SARI, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3126), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, florent.sari@univ-mlv.fr

Cette recherche a été réalisée avec le soutien de l'Agence nationale pour la Cohésion Sociale et l'Égalité des chances. Elle a bénéficié du suivi et des remarques de Sylvie BOUVIER, Emmanuel DUPONT et Jean-Pierre PAPIN ainsi que celles des participants au séminaire de l'EPEE, au séminaire du GAINS, à l'école thématique du CNRS « ETEPP » à Aussois, aux Journées de Microéconomie Appliquée à Angers.

Résumé :

La discrimination à l'embauche à l'encontre des jeunes en Île-de-France est étudiée à travers trois effets : réputation du lieu de résidence, sexe et origine (française ou maghrébine). Les données résultent d'un protocole de testing : entre mi décembre 2008 et fin janvier 2009, 3684 candidatures ont été envoyées en réponse à 307 offres d'emploi pour une profession qualifiée et en tension, les informaticiens de niveau BAC+5, pour laquelle les discriminations devraient /a priori/ être très réduites. Nous examinons la discrimination territoriale en localisant les candidats fictifs dans trois communes du Val-d'Oise : Enghien-les-Bains, Sarcelles et Villiers-le-Bel.

Si dans l'ensemble, une origine maghrébine n'est pas discriminante pour les hommes, elle est pénalisante lorsque les candidats résident à Sarcelles : les hommes y ont de plus faibles chances d'être invités à un entretien d'embauche pour un poste en CDI et les femmes y ont de plus faibles taux de succès quel que soit le profil du poste.

Un effet distinct du sexe influence les chances de succès des candidats d'origine maghrébine résidant à Sarcelles d'une part, et celles des candidats d'origine française résidant à Enghien-les-Bains d'autre part.

Les femmes sont pénalisées dans le premier cas et au contraire favorisées par rapport aux hommes dans le second cas.

Une discrimination territoriale affecte exclusivement les femmes. Résider dans une commune défavorisée (Villiers-le-Bel ou Sarcelles) plutôt que dans une commune favorisée (Enghien-les-Bains) réduit la probabilité d'une candidate d'accéder à un entretien d'embauche. Nous trouvons une pénalité plus importante au fait de résider à Villiers-le-Bel pour les candidates d'origine française : elles sont pénalisées lorsqu'elles vivent dans cette commune défavorisée qui a connu en 2007 des émeutes urbaines médiatisées, plutôt qu'à Sarcelles, commune également défavorisée mais qui a été moins médiatisée. Les femmes d'origine française sont les plus affectées par la discrimination territoriale.

Introduction

Le lieu de résidence peut avoir un effet déterminant sur l'accès à l'emploi. Ce constat a été confirmé par de nombreux travaux qui mettent en avant une grande variété de mécanismes. Selon l'hypothèse de *spatial mismatch* (mauvais appariement spatial), la distance physique aux opportunités d'emplois explique le chômage des populations les plus fragiles (Kain, 1968). Du fait de cette distance excessive, les coûts de transport deviennent disproportionnés au regard du salaire proposé (Brueckner et Martin, 1997 ; Coulson, Laing et Wang ; 2001) et l'efficacité de la recherche d'emploi se détériore à cause des coûts de prospection induits par la distance aux emplois (Davids et Huff, 1972 ; Rogers, 1997 ; Immergluk, 1998). Par ailleurs, comme les loyers sont plus faibles dans les zones distantes ou mal connectées aux emplois, il y a moins d'incitation à chercher un emploi bien rémunéré (Patacchini et Zenou, 2006). Au-delà de cet effet de distance à l'emploi, un individu résidant dans un quartier défavorisé peut être confronté aux conséquences de la ségrégation résidentielle en étant pénalisé par son réseau social ce qui pénalisera son retour rapide à l'emploi (Selod et Zenou, 2006). Pour Benabou (1993), les zones qui agglomèrent des populations en difficultés freinent l'accumulation en capital humain (*via* des « effets de pairs ») et freinent *in fine* la mobilité sociale. Par ailleurs, en référence à la théorie « épidémique » des ghettos de Crane (1991), les problèmes sociaux qui détériorent l'employabilité des individus se transmettent par des interactions de voisinage (O'Reagan, 1993). Cette ségrégation socio-spatiale peut également être à l'origine d'une stigmatisation de certains territoires de la part des employeurs. Boccoard et Zenou (2000) utilisent la notion de *redlining* pour désigner cette pratique qui vise à discriminer sur la base d'un zonage spatial. On parle alors de discrimination territoriale. Un dernier mécanisme tient à la potentielle inadéquation locale entre les qualifications offertes par les demandeurs d'emploi et les compétences demandées par les entreprises (*Skill mismatch*). Dans ce cas, il devient difficile pour une entreprise de pourvoir un emploi ou pour un demandeur de trouver un emploi, puisque les qualifications offertes et demandées ne correspondent pas localement.

Compte tenu de la variété des mécanismes en présence, les études empiriques tentent de mesurer un effet spécifique du lieu de résidence, toutes choses égales par ailleurs. L'idée est d'isoler l'effet propre du territoire, de celui de la distance physique à l'emploi (*spatial mismatch*) et de l'effet de la composition socio-démographique des habitants, qui sous-tendent les effets de voisinage exposés précédemment ou les problèmes de *skill mismatch*. Hellerstein, Neumark et McInerney (2008) qui étudient la situation de Chicago, montrent ainsi que la distance physique à l'emploi compte peu dès lors que l'on prend en compte les problèmes de *skill mismatch* à un niveau d'observation suffisamment fin. Sur données françaises, plusieurs travaux empiriques mobilisent ces effets de voisinage, de *spatial* et du *skill mismatch* isolément ou pris ensemble pour expliquer les différences locales des taux de chômage ou des durées de chômage (Bouabdallah, Cavaco et Lesueur, 2002 ; Gaschet et Gaussier, 2004 ; Dujardin, Selod et Thomas, 2008 ; Duguet, L'Horty et Sari, 2009 ; Gobillon, Magnac et Selod, 2010). Même en contrôlant de la structure de la main d'œuvre au niveau régional, on observe toujours des différences marquées de durées de chômage pour des communes

contigües, ainsi que des « grappes de territoires » homogènes qui ne s'expliquent pas par les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs, laissant une place pour des effets propres aux territoires (Duguet, Goujard et L'Horty, 2007).

Les travaux qui tentent de mesurer cet effet propre du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi mobilisent des données non expérimentales issues d'enquêtes ou de sources administratives et sont confrontés à une difficulté classique de mesure : les personnes qui habitent dans des quartiers défavorisés ont des caractéristiques particulières qui peuvent influencer leur capacité à obtenir un emploi. Certaines de ces caractéristiques sont observables dans les sources statistiques existantes, par exemple l'âge, le sexe ou le niveau de diplôme, mais d'autres ne sont pas observables, par exemple la motivation intrinsèque de la personne et sa volonté de participer au marché du travail. En outre, ces caractéristiques inobservables ont un caractère endogène du fait des effets de voisinage et des effets de pairs ce qui complique leur traitement économétrique. Si l'on ne prend pas en compte l'effet de ces caractéristiques et ce problème d'endogénéité, on risque de biaiser ce que l'on souhaite mesurer. C'est pourquoi les études existantes déploient des stratégies économétriques appropriées pour tenter de corriger ces biais potentiels. Quelle que soit la qualité de ces stratégies, seule une approche purement expérimentale peut permettre de contrôler complètement l'hétérogénéité inobservée, les biais d'endogénéité et de mesurer un effet toutes choses égales par ailleurs. Mais pour mettre en œuvre ce type d'approche, il faudrait concevoir une expérimentation dans laquelle les mêmes personnes, habitant ou non dans une zone défavorisée, tenteraient d'accéder aux mêmes emplois, ce qui paraît *a priori* impossible à réaliser.

Une approche expérimentale a été mise en œuvre dans l'étude récente de Behaghel, Crépon et Le Barbanchon (2011) qui examine l'effet du CV anonyme sur les éventuelles pratiques discriminatoires des recruteurs. L'évaluation de l'efficacité des CV anonymes repose sur un protocole d'assignation aléatoire des offres d'emploi entre le dispositif « habituel » (les candidatures sont nominatives) et le dispositif « anonymisé » (le bloc relatif à l'état civil est supprimé (nom, prénom, adresse et date de naissance du candidat)). Les entreprises dans lesquelles a été expérimenté le CV anonyme ont toutes été informées de l'expérimentation et ont accepté d'y participer. L'un des principaux résultats mis en avant dans cette étude suggère un effet négatif de l'anonymisation des CV pour les candidats issus de l'immigration ou résidant en Zone Urbaine sensible. Les chances d'accéder à un entretien d'embauche des candidats présentant ces caractéristiques et pour lesquels le cv a été anonymisé sont plus faibles. Pour expliquer ce résultat, les auteurs suggèrent que les recruteurs pénalisent moins les faiblesses d'un CV s'ils sont en mesure de constater que le candidat est issu de l'immigration ou qu'il réside en ZUS. Pour autant, cette étude n'évalue pas la discrimination à l'embauche. En effet, les chances de succès des candidats issus de l'immigration ou résidant en ZUS ne sont pas comparées à celles de candidats parfaitement similaires, à l'exception de leur origine ou de leur lieu de résidence. De plus, ne participent à cette évaluation que des entreprises informées de son objectif et volontaires pour y participer. Les résultats ne rendent donc pas compte des comportements de l'ensemble des recruteurs, mais seulement de ceux qui *a priori* sont les plus sensibilisés aux discriminations.

L'objet de la présente étude est de proposer une mesure expérimentale des effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi. Il s'agit non seulement de mesurer un effet toutes choses égales par ailleurs, mais aussi de vérifier si cet effet est différent pour certaines sous-populations. Pour y parvenir, nous avons effectué un *testing* qui consiste à fabriquer artificiellement deux candidatures écrites (CV et lettres de motivation) d'un couple de candidats.

L'apport du testing à la mesure des discriminations

Dans un testing, les deux candidatures sont en tous points similaires, à l'exception d'une caractéristique *a priori* non productive. Par exemple, l'origine du candidat est signalée par la seule consonance du prénom et du nom du candidat fictif (rapport du COMEDD, 2010). On envoie ces deux candidatures en réponse aux mêmes offres d'emploi dans les mêmes entreprises. On examine ensuite si les deux candidats ont un accès comparable aux entretiens d'embauche. Un *testing* se déroule autour de deux axes : le respect du principe « toutes choses égales par ailleurs » et la crédibilité des candidatures. Les économistes anglo-saxons ont recours à cette méthodologie depuis une trentaine d'années (RIACH et RICH, 2002). De fait, c'est la seule technique qui peut être mobilisée pour mesurer la discrimination à l'embauche (DUGUET, L'HORTY et PETIT, 2009). Des précautions quant à la généralisation des résultats d'un testing doivent toutefois être prises. En effet, les résultats fournissent une mesure ponctuelle, localisée et partielle de la discrimination à l'embauche. Un testing fournit une mesure ponctuelle car les données sont collectées sur une durée courte (dans notre cas deux mois). Il fournit une mesure localisée car souvent limité à un bassin d'emploi donné (dans notre cas, la seule région Ile-de-France). Enfin, il fournit une mesure partielle car les résultats sont relatifs à seulement quelques professions (dans notre cas, la seule profession de développeurs dans l'informatique) et ne sont donc pas être considérés comme représentatifs de l'ensemble du marché du travail.

La majorité des testings conduits en France ou à l'étranger ont examiné de façon distincte l'effet du sexe, l'effet de l'origine ou de la couleur de peau. Les effets croisés n'ont, quant à eux, pas été évalués. Par exemple, en France, un testing récent du Bureau International du Travail compare l'accès à l'emploi pour des postes faiblement qualifiés de jeunes français d'origine maghrébine et de jeunes d'origine "hexagonale ancienne" dans une série de secteurs. Des couples de candidatures se distinguant seulement par l'origine des candidats ont été envoyés en réponse à des offres d'emploi. Dans certains cas, il s'agissait de femmes ; dans d'autres cas d'hommes. Il n'est toutefois pas possible d'évaluer la discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes selon l'origine à partir des données de ce testing puisque les candidatures des hommes et des femmes n'ont pas été confrontées aux mêmes offres d'emplois.

A notre connaissance, un seul testing a examiné ce type d'effets croisés en mesurant les effets de l'origine et du fait de résider dans une ville comportant une ou plusieurs Zones Urbaines Sensibles (DUGUET, LEANDRI, L'HORTY et PETIT, 2009). Cette étude conclue à une différence significative dans les chances d'accès à l'embauche selon les communes de résidence en mettant en évidence un effet

du département de résidence (les habitants de Seine-Saint-Denis sont pénalisés toutes choses égales par ailleurs relativement aux habitants du Val de Marne). Mais dans cette étude, les candidats étaient toutefois tous des hommes, avec un niveau de qualification intermédiaire (niveaux BAC et BAC+2). Une dimension supplémentaire était toutefois prise en compte : la discrimination à l'embauche selon la consonance française ou maghrébine des prénom et nom, et la combinaison des deux (prénom à consonance française associé à un nom à consonance maghrébine).

Trois singularités

La présente étude présente trois caractéristiques qui la distinguent de l'ensemble des travaux antérieurs dans le domaine de la mesure des discriminations. Premièrement, nous nous concentrons sur le cas des jeunes franciliens avec des niveaux d'études élevés, de type master 2. Les études antérieures sur les jeunes d'Ile-de-France avaient retenu des niveaux de qualifications inférieurs, de type BEP, BAC ou BAC+2 (DUGUET et PETIT, 2005 et DUGUET, LEANDRI, L'HORTY et PETIT, 2009). Il est pertinent d'observer des niveaux de qualification plus élevés, parce que, si l'on prend le cas des inégalités salariales entre les hommes et les femmes, c'est à ces niveaux que les femmes voient leurs possibilités de carrières et d'accès à des postes de cadres se réduire par rapport aux hommes. Un résultat similaire est obtenu sur les salariées d'origine étrangère (AEGERHARDT et POUGET, 2009). En limitant notre champ d'observation aux titulaires d'un diplôme BAC+5, nous sommes en mesure d'examiner si la discrimination à l'embauche contribue à expliquer le « plafond de verre » pour l'accès aux postes d'encadrement.¹ On retient une profession qualifiée et en tension pour laquelle il est *a priori* plus difficile d'observer des discriminations : les développeurs informatiques.

Deuxièmement, nous nous intéressons à la discrimination territoriale en Ile-de-France. Nous évaluons les effets de la localisation géographique (lieu de résidence) sur les chances d'accès à l'emploi, toutes choses étant égales par ailleurs. Les recherches en économie urbaine et spatiale exposent généralement quatre grands types d'explications, qui ne sont pas mutuellement exclusifs, pour interpréter les disparités locales d'accès à l'emploi : une inadéquation entre la structure des qualifications offertes et demandées localement, connue sous le nom de *skill mismatch* ; des problèmes de distance physique aux emplois, compte tenu des infrastructures de transport, on parle alors de *spatial mismatch* ; des *effets de composition* dans la population locale qui peuvent être amplifiés par des *effets de ségrégation* résidentielle ; enfin, ces disparités peuvent être la conséquence de comportements discriminatoires envers certains territoires et l'on parle alors de *discrimination territoriale*. Ces explications se révèlent parfois concurrentes, parfois complémentaires. Elles insistent tantôt sur le côté offre de travail (effet de composition/ségrégation), tantôt sur le côté demande de travail (discrimination territoriale) ou encore les deux simultanément d'un point de vue quantitatif ou qualitatif (*spatial* et *skill mismatch*). Il est important de les distinguer car elles conduisent à des actions de politique publique très différentes (politiques de formation *versus* politiques de

¹ L'image du « plafond de verre » est souvent avancée pour illustrer le fait que certains groupes démographiques (tels que les femmes ou les individus d'origine étrangère) accèdent moins souvent aux emplois les plus rémunérateurs. Ils ont les compétences nécessaires, mais l'existence de barrières "invisibles" freine leur progression.

transports par exemple). L'objectif de la présente étude est de mesurer de façon spécifique l'ampleur des discriminations territoriales en se donnant un protocole d'évaluation sur données expérimentales permettant de neutraliser les autres dimensions. A notre connaissance, il s'agit de la première expérience contrôlée évaluant une discrimination territoriale avec une approche expérimentale.

Troisièmement, un angle méthodologique innovant du présent travail est de se donner les moyens de mesurer des formes de discriminations conditionnelles, qui combinent plusieurs dimensions. Tout d'abord, notre recherche consiste à examiner des effets croisés qui n'ont pas été observés jusqu'à présent. On s'intéresse aux liens entre le sexe, le lieu de résidence et l'origine. Par exemple, l'idée n'est pas seulement de prendre la mesure des difficultés relatives des femmes pour accéder à un emploi, mais aussi de mesurer si ces difficultés relatives sont les mêmes selon l'origine et si elles dépendent ou non de la réputation du lieu de résidence. Ensuite, nous examinons l'effet des caractéristiques du poste à pourvoir et de l'entreprise qui offre le poste sur l'ampleur de la discrimination à l'embauche.

La présente étude mobilise les résultats d'une campagne de testing visant à évaluer l'ampleur de la discrimination à l'embauche selon le sexe, selon que les candidats résident dans une ville d'Ile-de-France réputée favorisée (Enghien-les-Bains), une ville réputée défavorisée ayant connu des émeutes médiatisées ces dernières années (Villiers-le-Bel), une ville réputée défavorisée n'ayant pas connu d'émeute médiatisée ces dernières années (Sarcelles). Ces trois communes sont situées dans le même département (Val-d'Oise) et à distances équivalentes du centre de Paris. Dans les deux communes considérées comme défavorisées, plus de 60 % des habitants résident en Zones Urbaines Sensibles (ZUS) et les résidents inscrits à Pôle Emploi ont une probabilité de sortie du chômage très inférieure à la moyenne en Ile-de-France. Dans chacune de ces trois villes ont été localisés 4 candidats fictifs (un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance française et un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance maghrébine). Ces 12 candidatures par ailleurs parfaitement similaires ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi de développeur informatique (BAC+5) dans toute l'Ile-de-France.

Ce protocole permet d'évaluer la discrimination territoriale à l'embauche et sa variabilité selon le sexe et l'origine. Il permet également de rendre compte de la discrimination à l'encontre des femmes selon la réputation du lieu de résidence et l'origine des individus. Dans la première partie de cette étude, nous exposons le protocole suivi pour collecter les données. Dans la seconde partie, nous présentons les résultats.

La collecte des données

Les données utilisées dans cette étude pour rendre compte de la discrimination à l'embauche sont expérimentales. Elles ont été construites en utilisant la méthode du testing. L'expérience a consisté à envoyer un grand nombre de candidatures construites de toutes pièces, en réponse à un échantillon

d'offres d'emploi disponibles fin 2008-début 2009. Dans cette section, nous présentons en détail la façon dont les données ont été construites.

Un simple test d'accès aux entretiens d'embauche

Nous avons réalisé un simple 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 ou de la personnalité des candidats par les recruteurs. Or ce biais inévitable est inobservable par les chercheurs et de fait incontrôlable, ce qui conduit donc à prendre le risque non contrôlé de 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 (les facteurs potentiellement discriminants que sont le sexe, l'origine, le lieu de résidence, l'aptitude à la mobilité signalée par la possession du permis de conduire apparaissant explicitement sur le curriculum vitae).² Notons que les candidatures écrites sont dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données est allégée, de sorte qu'en un temps donné (inférieur à 2 mois dans le cas présent), nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (plus de 300 offres d'emplois testées).

Choix d'une profession en tension

Le Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi (FHS) a été utilisé pour sélectionner la profession retenue dans le testing. Le fichier mobilisé est celui des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2003 suivis jusqu'en décembre 2006. Le critère de sélection a été le suivant : nous avons retenu une profession qualifiée pour laquelle l'effectif des chômeurs en Ile-de-France est important et pour laquelle la probabilité de sortie du chômage avant douze mois est élevée. 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. La profession retenue est celle des développeurs informatiques.

CV parfaitement similaires, crédibles et expertisés

² Effectivement, dans la plupart des études d'audit par couples, qui ont examiné les deux phases (accès aux entretiens, puis passage des entretiens par des candidats fictifs), la discrimination apparaît dès l'accès aux entretiens d'embauche (KENNEY et WISSOKER, 1994 ; NEUMARK *et al.* 1996 ; BIT, 2007)

Les candidatures qui ont été envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi sont parfaitement similaires en termes de caractéristiques productives. Les candidatures sont similaires en termes de diplômes, de parcours professionnel, d'expériences tant d'un point de vue quantitatif que qualitatif, les candidats ont les mêmes compétences informatiques et linguistiques. Aucun n'affiche de période de chômage : ils sont en emploi lorsqu'ils candidatent. Ces candidatures sont par ailleurs crédibles sur les professions ciblées. Elles ont été expertisées et validées par des professionnels reconnus du domaine : ces expertises assurent que les candidatures sont similaires, réalistes et pertinentes.

Puisque ces candidatures ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi, elles devaient comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, tout en demeurant standard. Les candidats affichent une expérience acquise dans des entreprises réelles ; celles-ci sont différentes mais comparables (en termes d'activité, de taille). Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standards et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Les courriers succincts accompagnant le CV étaient également formulés différemment, tout en restant standard. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

Permutation régulière des CV, envoi aux mêmes offres

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. Les candidatures à une même offre d'emploi ont été envoyées le jour même de la diffusion de l'offre sur Internet, à quelques minutes d'intervalle les unes des autres, par courrier électronique émanant de la boîte mail de chaque candidat. L'ordre d'envoi des candidatures a été alterné d'une offre à l'autre. 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.

Un protocole comportant 12 candidatures envoyées sur chaque offre d'emploi

L'objectif de cette étude est d'examiner s'il existe une discrimination à l'embauche liée au lieu de résidence. Si cette forme de discrimination existe, rien n'indique *a priori* qu'elle soit de même importance selon le sexe du candidat, son origine, son âge, son niveau d'études, sa profession, la réputation de son lieu de résidence, etc. Nous nous intéressons donc aux discriminations qui croisent ces différentes variables.

Envoyer plusieurs candidatures similaires, se distinguant deux à deux par une seule caractéristique est le seul moyen d'identifier des discriminations croisées. En effet, pour les identifier, il faut que l'ensemble de ces candidatures ait été confronté aux mêmes exigences et aux mêmes préférences

inobservables des mêmes recruteurs. Comparer des taux de succès de plusieurs candidats fictifs, qui n'auraient pas postulé sur les mêmes offres, n'aurait pas de sens, certains ayant pu avoir à faire face à des recruteurs plus discriminants que d'autres. La seule façon d'identifier le degré de discrimination d'un recruteur est de le mettre en situation de choisir, à un moment donné du temps, parmi des candidatures parfaitement similaires à l'exception de caractéristiques potentiellement discriminantes. Ses préférences se révèlent alors à travers l'observation des candidats qu'il choisit de contacter pour un entretien, et ceux qu'il choisit de ne pas contacter.

Chercher à évaluer un grand nombre de discriminations croisées pour identifier de façon robuste un phénomène implique de démultiplier le nombre de candidatures sur une même offre, ce qui a une contrepartie : l'augmentation *a priori* du risque de détection du testing. Des arbitrages doivent donc être faits pour se concentrer sur l'analyse d'une partie du phénomène. Dans cette étude, la discrimination territoriale est examinée pour un âge, un niveau d'études et une profession donnés, en ne faisant varier que 2 caractéristiques (le sexe et l'origine), et en considérant 3 types de territoires dans un département donné (une commune favorisée, une commune défavorisée et une commune défavorisée ayant connu des émeutes urbaines). Pour limiter le nombre de candidatures, nous avons également choisi d'examiner une seule origine (maghrébine) relativement au groupe démographique majoritaire (origine française). Ce qui a conduit à construire au total 12 candidatures. Ce nombre est plus élevé que dans la plupart des testings présents dans la littérature.³

A priori, plus le nombre de candidatures envoyées en réponse à la même offre d'emploi est élevé, plus le risque de détection du testing est important. Toutefois, il convient de mettre le nombre de CV envoyés en relation avec la profession testée. Un indicateur intéressant est le nombre de candidatures reçues en moyenne par offre d'emploi. Selon l'APEC, à la fin du quatrième trimestre 2008, en moyenne, sur l'ensemble du territoire national, le nombre de candidatures reçues sur une offre d'emploi de cadre dans l'informatique était de 32. Ce chiffre est plus important dans la région Ile-de-France, qui est la plus attractive pour l'offre de travail dans cette profession. Considérées dans un ensemble important de « vraies » candidatures, les 12 CV du testing ne sont certainement pas plus détectables, que si elles étaient en nombre plus faible mais considérées dans un ensemble plus restreint de vraies candidatures.

Nous présentons ci-dessous les caractéristiques des 12 candidats fictifs. Ils ne se distinguent significativement que par leur sexe, leur origine et leur lieu de résidence.

Caractéristiques individuelles des 12 candidats fictifs

12 CV de jeunes développeurs informatique BAC+5 parfaitement similaires ont été construits. Ils se distinguent uniquement par le sexe du candidat, son origine affichée et son lieu de résidence. Les 12 candidats fictifs font explicitement état de leur nationalité française sur leur CV ; leur prénom et leur nom signalent leur sexe et leur origine. Les prénoms affectés sont les plus courants à l'année de

³ A notre connaissance, le nombre de candidatures par offre le plus élevé d'élève à 8 (Duguet, Léandri, L'Horty, Petit, 2011).

naissance des candidats (1983) et les noms associés à une origine particulière (française ou maghrébine) figurent parmi les plus répandus.

Les candidats résident à Enghien-les-Bains, Villiers-le-Bel et Sarcelles. Ces trois villes sont dans le département du Val-d'Oise (95), ce qui neutralise un éventuel effet de signal départemental, et sont situées à égales distances de Paris en temps de transport, ce qui neutralise un éventuel effet distance à l'emploi (Sarcelles et Villiers-le-Bel sont par ailleurs contigües). Le choix de ces villes se justifie par les statistiques présentées dans le tableau 1. Plusieurs indicateurs suggèrent que les villes de Sarcelles et de Villiers-le-Bel peuvent être considérées comme défavorisées relativement à Enghien-les-Bains :

- Les taux de sortie du chômage pour motif de reprise d'emploi sont plus faibles à Sarcelles et Villiers-le-Bel ;
- Les parts d'individus dépourvus de diplôme sont plus élevées à Sarcelles et Villiers-le-Bel ;
- Les taux de chômage sont plus importants à Sarcelles et Villiers-le-Bel ;
- Les résidents en Zones Urbaines Sensibles sont plus nombreux à Sarcelles et Villiers-le-Bel dont ils représentent plus de 60 % de la population (la commune de Sarcelles comporte 3 ZUS, celle de Villiers-le-Bel 2 ZUS, alors que la commune d'Enghien-les-Bains ne comporte, quant à elle, aucune ZUS) ;
- Les individus résidant à Enghien-les-Bains ont un revenu fiscal plus important.

Tableau 1 : Statistiques relatives à Enghien-les-Bains, Sarcelles et Villiers-le-Bel

	Enghien-les-Bains	Sarcelles	Villiers-le-Bel
Taux de sortie bruts du chômage (reprises d'emploi) en 2006*	37,36	32,85	32,31
Taux de sortie nets du chômage (reprises d'emploi) en 2006*	34,92	30,50	31,78
Part des individus sans diplôme en 1999**	7,84	23,74	24,95
Taux de chômage en 1999**	9,40	20,88	18,99
Population totale en ZUS	0	46030	15982
Part de la population de la commune en ZUS	0	79,57	61,13
Médiane du Revenu fiscal des ménages par Unité de Consommation en 2006	26441	11036	11575

Sources : * Estimations SOLSTICE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi. ** Recensement 1999. *** 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 distinction entre les communes de Villiers-le-Bel et Sarcelles tient au fait que Villiers-le-Bel a connu en 2007 des émeutes urbaines très médiatisées⁴. Ces événements ont fait l'ouverture des journaux télévisés et la une des grands quotidiens. L'ensemble des reprises médiatiques, à la télévision ou dans la presse, a pu contribuer à dégrader le signal envoyé par le lieu de résidence à d'éventuels

³ Les émeutes urbaines de 2007 ont eu comme point de départ la commune de Villiers-le-Bel. Pendant deux jours, du 25 au 27 novembre 2007, plusieurs centaines d'individus ont affronté les forces de l'ordre, après la mort de deux adolescents, de 15 et 16 ans, renversés en mini moto par une voiture de police aux environs de 17 heures le dimanche 25 novembre. Durant ces événements très médiatisés, des armes à feu ont été utilisées par les émeutiers, 81 tirs ont été recensés. Le bilan final du côté des forces de l'ordre fait état de 150 policiers blessés.

employeurs. C'est ce type d'effet de signal que l'on souhaite évaluer en comparant les taux d'accès aux entretiens d'embauche de Sarcelles et de Villiers-le-Bel.

Les adresses de résidence des candidats habitant Villiers-le-Bel et Sarcelles sont situées hors Zone Urbaine Sensible, l'objectif étant de tester l'effet de la commune de résidence et non l'effet de déclarer une résidence en ZUS. Dans chacune de ces trois villes ont été localisés 4 candidats fictifs (un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance française et un candidat et une candidate de nationalité française ayant un prénom et un nom à consonance maghrébine). Les caractéristiques individuelles des 12 candidats fictifs sont présentées dans le tableau 2.

Tableau 2 : Caractéristiques individuelles des 12 candidats du testing

Candidats affectés aux offres d'emploi	Commune de résidence
Guillaume MARTIN Laëtitia ROUX Karim KHALIS Nora BELKACEM	Villiers-le-Bel
Jérôme THOMAS Delphine RICHARD Youssuf BENCHARGUI Yasmina BRAHIMI	Sarcelles
Frédéric SIMON Emilie DURAND Ahmed CHARBIT Dalila CHETTOUH	Enghien-les-Bains

Les 12 candidats affichent leur âge (25 ans), leur nationalité française et leur situation familiale (célibataire sans enfant) sur leur CV.

Caractéristiques productives des 12 candidats fictifs

Ces 12 candidats ont suivi le même parcours scolaire puis universitaire : un baccalauréat série scientifique, puis une licence d'informatique et enfin un Master informatique obtenu dans l'une des universités de la région Ile-de-France suivantes : Universités d'Evry-Val d'Essonne, Paris Sud, Paris VI Pierre et Marie Curie, Paris VII Diderot, Paris VIII Vincennes Saint-Denis, Paris XII Val de Marne, Paris XIII, Versailles Saint-Quentin et Marne la Vallée.

Les descriptifs de stages en cours de formation et du poste occupé depuis l'entrée sur le marché du travail ont été choisis de façon à compenser les éventuelles différences de spécialités entre les masters suivis. Au final, leur formation et leur expérience confèrent aux 12 candidats des profils équivalents et polyvalents en termes de compétences.

Dans le cadre de leur Master, les candidats fictifs ont effectué plusieurs mois de stages (en M1 et en M2). A l'issue de leur stage de M2, les 12 candidats fictifs ont tous été recrutés dans l'entreprise qui les avait accueillis en cours de formation. Ils ont depuis accumulé deux ans d'expérience de

concepteur-développeur dans cette entreprise. Ils postulent sur le même type de poste qui suppose souvent l'encadrement d'une équipe.

Ils affichent tous les mêmes compétences informatiques sur leur CV :

Programmation : C, C#, C++, Java, XML, SCILAB, PHP, .net, J2EE
 Environnements : Unix, LINUX, WINDOWS
 Développement Web : Ajax, Web.2, HTML, Javascript, GWT, RAILS, SPIP.
 Bases de données : SQL-Server, TSQL, MySQL
 Gestion de projets : UML, MERISE, Rational Rose
 Protocoles TCP/IP, SSH, FTP

Nous présentons dans l'annexe 3 deux des douze CV qui ont été utilisés dans le cadre de ce testing.

Déroulement du recrutement et profil de recruteurs

Trois types de recruteurs proposent des offres d'emploi d'informaticiens BAC+5 : des entreprises finales (appartenant à un secteur d'activité autre que l'informatique), des SSII (Sociétés de services en ingénierie informatique) et des cabinets de recrutement/chasseurs de têtes. Ces recruteurs utilisent uniquement internet pour diffuser leurs offres d'emploi. Les sites monster.fr, apec.fr, cadremploi.fr, lesjeudis.fr, pole-emploi.fr ont quotidiennement été consultés pour collecter et répondre aux offres d'emploi entrant dans le champ du testing.

Toutes les offres d'emploi de développeur à temps complet, 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 décembre 2008 et fin janvier 2009. Au total 307 offres ont été testées, ce qui correspond à l'envoi de 3684 candidatures (12x307).

Pour chaque offre d'emploi testée, nous disposons de nombreuses variables pouvant potentiellement expliquer une discrimination conditionnelle : celles qui sont relatives au testing lui-même, celles qui sont relatives au poste à pourvoir et celles qui sont relatives à l'entreprise qui offre le poste. Ces variables, présentées dans le tableau 3, sont renseignées sur la base des informations disponibles sur l'offre d'emploi et sur la base d'appariements avec des fichiers administratifs.

Tableau 3 : Variables potentiellement explicatives d'une discrimination conditionnelle

TYPE DE VARIABLES	VARIABLES	SOURCES MOBILISEES
Variables relatives au testing	<ul style="list-style-type: none"> - Site sur lequel l'offre est parue - Date à laquelle la candidature a été envoyée - Réponse du recruteur - CV utilisé (cf. permutations) 	Offre d'emploi
Variables relatives au poste offert	<ul style="list-style-type: none"> - Type de contrat offert (cdd, cdi) - Expérience exigée - Diplôme exigé - Une indicatrice précisant si le salaire est négociable ou non - Niveau du salaire offert - Localisation du poste 	
Caractéristiques relatives à l'entreprise offrant le poste	<ul style="list-style-type: none"> - Sexe du recruteur - Effectif 	Base SIREN de l'INSEE

	<ul style="list-style-type: none"> - Appartenance à un groupe - Chiffre d'affaire - NAF-APE - Secteur d'activité 	
Caractéristiques de la ville dans laquelle se situe le poste	<ul style="list-style-type: none"> - Part d'étrangers hors UE - Structure de la population par âge - Nombre de ZUS - Part de la population active vivant en ZUS relativement à la population active de la commune - Probabilité de sortie du chômage dans la commune - Déciles de revenus fiscaux par commune - Part de personnes qui payent l'impôt sur le revenu dans la commune - Part de personnes qui payent l'ISF dans la commune 	Recensement 1999 INSEE Solstice Ministère des Finances
Caractéristiques des transports empruntés et durée des trajets domicile/travail	<ul style="list-style-type: none"> - Lignes des transports en commun utilisés pour effectuer le trajet domicile/travail - Ligne sur laquelle se situe le poste - Durée totale en transport par la route 	<ul style="list-style-type: none"> - Ratp.fr (réseaux ferrés à une heure de pointe) - Mappy.fr (heures de pointe) - Matrices du ministère des transports.

Les résultats du testing

Nous présentons dans cette section les principaux résultats statistiques issus de l'exploitation de la campagne de testing. Des tableaux complémentaires relatifs à la discrimination conditionnelle sont présentés dans l'Annexe 1. Les méthodes statistiques et économétriques utilisées sont décrites dans l'Annexe 2.

Le tableau 4 présente les taux de succès pour chaque profil pour les mêmes offres d'emploi. Sur l'ensemble des candidatures envoyées, plus de la moitié (52,1%) ont reçu au moins une réponse favorable, ce qui traduit la forte tension sur ce marché du travail. Soulignons que tous nos résultats sont conditionnels au profil de candidature qui a été retenu, celui de jeunes informaticiens qualifiés, et qui est de fait très spécifique, l'objectif étant de maximiser les réponses positives des recruteurs. Nous nous plaçons donc d'emblée sur un terrain peu propice aux discriminations à l'embauche. Pourtant, nous allons effectivement trouver des preuves statistiques de chacune des formes de discriminations, selon l'origine, le sexe et le lieu de résidence.

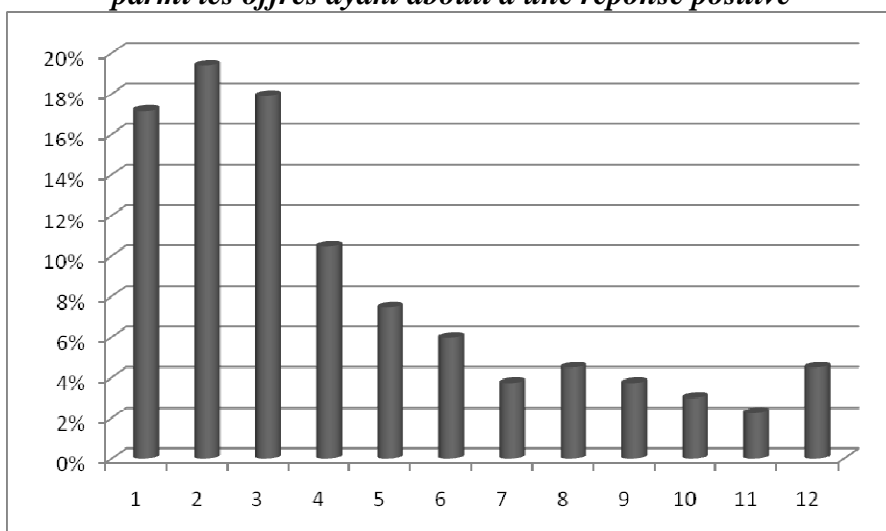
La collecte des données apparaît statistiquement satisfaisante

Etant donné que nous envoyons douze candidatures par offre, il nous faut vérifier au préalable si cela influence la fréquence des réponses. Parmi les offres qui donnent lieu à une réponse positive (52.1%), les cas les plus fréquents correspondent à deux ou trois réponses positives simultanées par offre, puis à une seule réponse (graphique 1). Les offres qui aboutissent à plus de trois réponses positives simultanées voient leur probabilité d'occurrence décroître avec le nombre de réponses, puis se stabiliser à un niveau faible, mais non nul, à partir de sept réponses positives simultanées par offre.

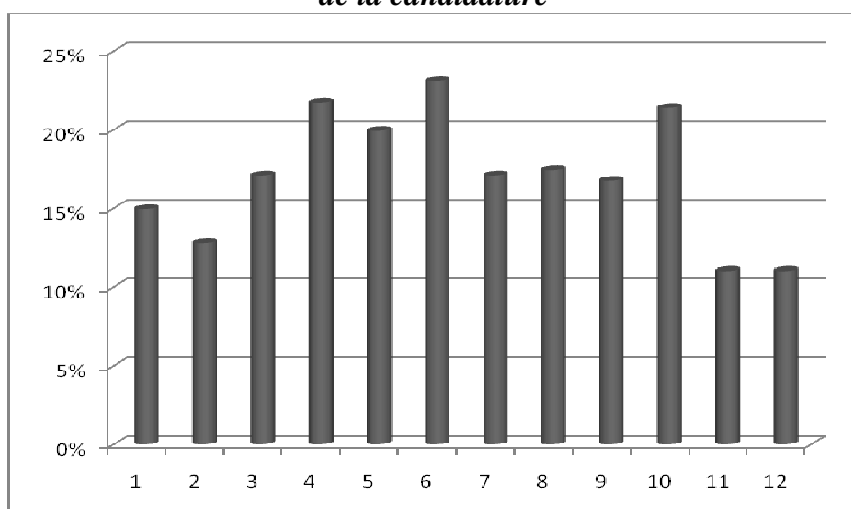
Ces résultats suggèrent que la collecte des données ne semble pas avoir été trop affectée par la concurrence des offres extérieures à l'étude. Si c'était le cas, on ne devrait pas avoir, parmi les offres ayant reçu au moins une réponse positive, une nette majorité (83%) d'offres avec au moins deux réponses positives simultanées, ce que nous constatons.

La distribution des taux de réussite en fonction de l'ordre d'envoi ne présente pas de profil monotone (graphique 2). On constate juste des taux de réussite plus faibles pour les deux candidats envoyés en premier, et pour les deux candidats envoyés en derniers. L'absence de relation strictement décroissante entre le taux de succès et l'ordre d'envoi suggère que le nombre de candidatures envoyées sur chaque offre, douze, n'est vraisemblablement pas excessive pour le type d'emploi que nous considérons dans cette étude (informatique de niveau Bac+5).

Graphique 1 : Nombre de réponses favorables par offre, parmi les offres ayant abouti à une réponse positive



Graphique 2 : Taux de succès en fonction de l'ordre d'envoi de la candidature



Analyse des taux de succès selon le profil des candidats

Les chances d'être invité à un entretien d'embauche sont parfois très différentes selon le profil du candidat (tableau 4). Parmi les candidat-e-s d'origine française, les hommes résidant à Sarcelles et les femmes résidant à Enghien ou à Sarcelles connaissent les plus forts taux d'invitation aux entretiens d'embauche (respectivement 19,9%, 22,5% et 22,1%). A l'inverse, les hommes qui résident à Enghien ou à Villiers-le-Bel connaissent un taux de réussite plus faible (respectivement 16,9% et 18,6%), ainsi que les femmes qui résident à Villiers-le-Bel (17,9%). Parmi les candidat-e-s d'origine maghrébine, les femmes résidant à Enghien connaissent le plus fort taux de réussite (19,5%), ainsi que les hommes qui résident à Enghien ou Sarcelles (respectivement 18,6 et 19,2%). Les candidats et candidates d'origine maghrébine qui connaissent les plus faibles taux d'invitation à un entretien sont les hommes résidant à Villiers-le-Bel (17,3%) ainsi que les femmes résidant soit à Sarcelles (13,7%) soit à Villiers-le-Bel (15%).

Tableau 4 : Taux bruts de succès sur les mêmes offres d'emploi

Les statistiques de Student et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du *bootstrap* réalisée sur 10 000 tirages. * significatif au seuil de 10% ; ** : significatif au seuil de 5%.

	Taux de réponses favorables	Intervalle de confiance de niveau 90%	
		Borne inférieure	Borne supérieure
Origine française			
<i>Femmes :</i>			
Enghien	22,5%**	18,6%	26,4%
Sarcelles	22,1%**	18,2%	26,1%
Villiers-le-Bel	17,9%**	14,3%	21,5%
<i>Hommes :</i>			
Enghien	16,9%**	13,4%	20,5%
Sarcelles	19,9%**	16,3%	23,8%
Villiers-le-Bel	18,6%**	15,0%	22,1%
Origine maghrébine			
<i>Femmes :</i>			
Enghien	19,5%**	16,0%	23,1%
Sarcelles	13,7%**	10,4%	16,9%
Villiers-le-Bel	15,0%**	11,7%	18,2%
<i>Hommes :</i>			
Enghien	18,6%**	15,0%	22,1%
Sarcelles	19,2%**	15,6%	23,1%
Villiers-le-Bel	17,3%**	13,7%	20,8%
Taux de réponse en nombre d'offres¹		52,1 %	

1. Pourcentage d'offres pour lesquelles les candidats fictifs du testing ont reçu au moins une réponse favorable.

Des discriminations selon l'origine...

Pour se prononcer sur l'existence de discriminations à l'embauche, il importe que les différences de taux de succès des candidats aux mêmes offres soient statistiquement significatives. C'est ce que vérifie le tableau 5. On constatait dans le tableau 4 qu'une origine française augmentait les chances de succès pour tous les profils, à l'exception des hommes résidant à Enghien. On constate désormais qu'aucun de ces écarts n'est statistiquement significatif : aucune discrimination significative n'apparaît pour les hommes. Il faut souligner à nouveau que nous avons retenu une profession en tension pour laquelle les discriminations sont a priori difficiles à observer, puisqu'il peut être très coûteux pour un employeur de discriminer sur un marché du travail où les candidats sont rares relativement aux offres d'emploi. Nous nous sommes placés volontairement sur un terrain a priori peu propice aux discriminations à l'embauche.

L'origine maghrébine n'est donc pas systématiquement discriminante pour les hommes, sauf pour les postes en CDI et dans les petites entreprises. En effet, si globalement l'origine maghrébine n'est pas un facteur discriminant pour les hommes, qu'ils résident à Sarcelles, Villiers-le-Bel ou Enghien-les-Bains, ce résultat moyen cache toutefois un effet de composition révélé par des régressions supplémentaires (Annexe 1, tableau A1) : parmi les hommes résidant à Sarcelles, le candidat d'origine maghrébine a moins de chances que le candidat d'origine française d'obtenir un entretien pour un poste en contrat à durée indéterminée. De même les candidats d'origine maghrébine résidant à Villiers-le-Bel ou à Sarcelles ont moins de chances d'obtenir un entretien si l'entreprise comporte moins de 10 salariés⁵.

Parmi les femmes résidant à Sarcelles, les candidates d'origine maghrébine sont également pénalisées par rapport aux candidates d'origine française : elles ont significativement moins de chances d'obtenir un entretien d'embauche (-8,5 points).

... selon le genre...

Nous comparons maintenant l'accès aux entretiens d'embauche des hommes et des femmes, à lieu de résidence et origine donnés. Le constat n'est pas toujours le même selon le lieu de résidence. Les femmes d'origine française résidant à Enghien sont favorisées par rapport aux hommes de même origine. L'écart en leur faveur est de +5,5 points. En revanche, les femmes d'origine maghrébine résidant à Sarcelles ont moins de chances que les hommes d'origine maghrébine d'obtenir un entretien d'embauche (-5,5 points). Nous trouvons donc à la fois des formes de discrimination à l'encontre des femmes et des discriminations en faveur des femmes.

... et aussi en fonction du lieu de résidence

⁵ Ces effets de renforcements de la discrimination sont compensés par le type de CV employé qui favorise les candidats d'origine maghrébine résidant à Villiers-le-Bel et à Sarcelles par rapport aux candidats d'origine française. Cette compensation explique que le coefficient de discrimination ne soit quasiment pas affecté.

Nous examinons l'effet du lieu de résidence sur les mêmes offres d'emploi, en considérant tout d'abord la situation d'Enghien comme référence. Nous trouvons des effets significatifs du lieu de résidence, mais uniquement pour les femmes. Plus précisément, nous trouvons trois effets significatifs: la discrimination existe pour les femmes d'origine française résidant à Villiers-le-Bel (-4,6 points), ainsi que pour les femmes d'origine maghrébine, qu'elles résident à Sarcelles (-5,9 points) ou à Villiers-le-Bel (-4,6 points). Globalement, seules les femmes semblent donc être pénalisées lorsqu'elles résident à Villiers-le-Bel ou Sarcelles plutôt qu'à Enghien.

Nous comparons enfin la discrimination à l'encontre des habitants de Villiers-le-Bel relativement à ceux qui résident à Sarcelles. Nous trouvons que seules les femmes d'origine française pâtissent de cette discrimination territoriale. Ainsi les chances d'accès à un entretien d'embauche d'une femme d'origine française sont de 4,2 points inférieures si elle réside à Villiers-le-Bel plutôt qu'à Sarcelles.

Tableau 5 : Différences de taux de succès sur les mêmes offres

Les statistiques de Student et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du Bootstrap sur 10000 tirages. * Significatif à 10% ; ** : Significatif à 5%.

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Ecart (en points de %)	Student	Intervalle de confiance de niveau 90%	
			Borne inférieure	Borne supérieure
Effet de l'origine par genre et lieu de résidence (France-Maghreb)				
<i>Femmes :</i>				
Enghien	2,9	1,25	-1,0	6,8
Sarcelles	8,5	3,66**	4,6	12,4
Villiers-le-Bel	2,9	1,28	-1,0	6,5
<i>Hommes :</i>				
Enghien	-1,6	0,69	-5,5	2,3
Sarcelles	0,7	0,24	-3,9	5,2
Villiers-le-Bel	1,3	0,54	-2,6	5,2
Effet du genre par origine et lieu de résidence (Homme-Femme)				
<i>France :</i>				
Enghien	-5,5	2,24**	-9,8	-1,6
Sarcelles	-2,3	0,84	-6,8	2,3
Villiers-le-Bel	0,7	0,29	-2,9	4,2
<i>Maghreb :</i>				
Enghien	-1,0	0,42	-4,9	2,9
Sarcelles	5,5	2,33**	1,6	9,4
Villiers-le-Bel	2,3	0,90	-2,0	6,5
Effet de la résidence dans une commune défavorisée par origine et genre (Enghien-Sarcelles)				
France, Femmes	0,3	0,13	-3,9	4,2
France, Hommes	-2,9	1,26	-6,8	0,7
Maghreb, Femmes	5,9**	2,55	2,0	9,8
Maghreb, Hommes	-0,7	0,28	-4,6	3,3

Effet de la médiatisation pour une commune défavorisée par origine et genre (Sarcelles-Villiers-le-Bel)				
France, Femmes	4,2**	1,98	0,7	7,8
France, Hommes	1,3	0,60	-2,3	4,9
Maghreb, Femmes	-1,3	0,55	-5,2	2,6
Maghreb, Hommes	2,0	0,83	-2,0	5,9
Effet joint de la médiatisation et de la résidence dans une commune défavorisée par origine et par genre (Enghien-Villiers-le-Bel)				
France, Femmes	4,6*	1,83	0,3	8,8
France, Hommes	-1,6	0,74	-5,2	2,0
Maghreb, Femmes	4,6*	1,86	0,7	8,5
Maghreb, Hommes	1,3	0,54	-2,6	5,2

Exemple de lecture : les femmes d'origine française résidant à Sarcelles ont un taux de réussite plus élevé que les femmes d'origine maghrébine résidant dans la même commune (+8.5%). La différence est significative au seuil de 5% (Student : 3.66).

Tableau 6 : Coefficients de discrimination corrigés

Les coefficients de discrimination sont calculés à partir des régressions Probit ordonnées présentées dans l'annexe 1. Ils représentent le coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon, et peuvent s'interpréter comme dans le tableau 5. * Significatif à 10% ; ** : Significatif à 5%.

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Différence (% points)	Student
Effet de l'origine par genre et lieu de résidence (France-Maghreb)		
<i>Femmes :</i>		
Enghien	2,9%	1,27
Sarcelles	7,7%	3,76**
Villiers-le-Bel	2,9%	1,39
<i>Hommes :</i>		
Enghien	-1,3%	0,59
Sarcelles	0,6%	0,29
Villiers-le-Bel	1,1%	0,55
Effet du genre par origine et lieu de résidence (Homme-Femme)		
<i>France :</i>		
Enghien	-5,3%	2,20**
Sarcelles	-2,3%	1,03
Villiers-le-Bel	0,4%	0,20
<i>Maghreb :</i>		
Enghien	-0,8%	0,42
Sarcelles	5,2%	2,32**
Villiers-le-Bel	2,5%	1,11
Effet de la résidence dans une commune défavorisée par origine et genre (Enghien-Sarcelles)		
France, Femmes	0,3%	0,16
France, Hommes	-2,3%	1,27
Maghreb, Femmes	6,0%	2,81**

Maghreb, Hommes	-0,6%	0,32
Effet de la médiatisation pour une commune défavorisée par origine et genre (Sarcelles-Villiers-le-Bel)		
France, Femmes	3,9%	2,12**
France, Hommes	1,2%	0,57
Maghreb, Femmes	-1,1%	0,54
Maghreb, Hommes	1,8%	0,78
Effet joint de la médiatisation et de la résidence dans une commune défavorisée par origine et par genre (Enghien-Villiers-le-Bel)		
France, Femmes	4,3%	1,88*
France, Hommes	-1,1%	0,57
Maghreb, Femmes	4,3%	2,12**
Maghreb, Hommes	1,2%	0,56

Tableau 7 : Test binomial de discrimination

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 à 10% ; ** : Significatif à 5%.

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	1er groupe préféré (N1)	2e groupe préféré (N2)	P1=N1/(N1+N2)	Hypothèse nulle : P1 = 1/2		
				Probabilités critiques Alternative P1 < 1/2	Alternative P1 > 1/2	Alternative P1 ≠ 1/2
Origine	France	Maghreb				
<i>Femmes :</i>						
Enghien	30	21	0,588	0,920	0,131	0,262
Sarcelles	39	13	0,750	1,000	2,1E-04**	4,1E-04**
Villiers-le-Bel	29	20	0,592	0,924	0,126	0,253
<i>Hommes :</i>						
Enghien	24	29	0,453	0,292	0,795	0,583
Sarcelles	36	34	0,514	0,640	0,452	0,905
Villiers-le-Bel	29	25	0,537	0,752	0,342	0,683
Genre	Hommes	Femmes				
<i>France :</i>						
Enghien	20	37	0,351	0,017**	0,992	0,033**
Sarcelles	31	38	0,449	0,235	0,832	0,470
Villiers-le-Bel	24	22	0,522	0,671	0,441	0,883
<i>Maghreb :</i>						
Enghien	24	27	0,471	0,390	0,712	0,780
Sarcelles	36	19	0,655	0,993	0,015**	0,030**
Villiers-le-Bel	34	27	0,557	0,847	0,221	0,443
Commune défavorisée	Enghien	Sarcelles				
France – Femmes	30	29	0,508	0,603	0,500	1,000
France – Hommes	21	30	0,412	0,131	0,920	0,262
Maghreb – Femmes	34	16	0,680	0,997	0,008**	0,015**
Maghreb – Hommes	24	26	0,480	0,444	0,664	0,888

Médiatisation	Sarcelles	Villiers-le-Bel				
France - Femmes	28	15	0,651	0,984	0,033**	0,066*
France – Hommes	25	21	0,543	0,769	0,329	0,659
Maghreb – Femmes	24	28	0,462	0,339	0,756	0,678
Maghreb – Hommes	29	23	0,558	0,834	0,244	0,488
Commune défavorisée et médiatisation	Enghien	Villiers-le-Bel				
France - Femmes	37	23	0,617	0,974	0,046**	0,092*
France – Hommes	21	26	0,447	0,280	0,809	0,560
Maghreb – Femmes	35	21	0,625	0,978	0,041**	0,081*
Maghreb - Hommes	29	25	0,537	0,752	0,342	0,683

Exemple de lecture : parmi les candidates résidant à Sarcelles, les femmes d'origine française ont été préférées aux candidates d'origine maghrébine dans 39 cas sur 52 (=39+13), et les femmes d'origine maghrébine ont été préférées aux femmes d'origine française dans 13 cas sur 52. Ainsi, les femmes d'origine française ont été préférées dans 75% des cas. Cette proportion est significativement différente de 1/2 au seuil de 5%, de sorte qu'il existe une discrimination à l'encontre des femmes d'origine maghrébine résidant à Sarcelles.

L'étude que nous avons menée dans le tableau 5 permet de contrôler les caractéristiques des candidat(e)s mais pas des entreprises ou des offres d'emploi. Nous avons donc mené des régressions supplémentaires afin de purger les écarts du tableau 5 des caractéristiques des entreprises et des offres, comme expliqué dans l'annexe 2. Ceci nous permet de calculer des coefficients de discriminations corrigés, présentés dans le tableau 6. Tous les résultats précédents restent valables. La plus forte correction concerne la discrimination à l'encontre des femmes d'origine maghrébine résidant à Sarcelles : elle passe de 8.5% à 7.7% après correction, ce qui n'affecte pas nos résultats de manière importante.

Enfin, nous avons utilisé une troisième méthode de mesure de la discrimination : le test binomial de traitement égalitaire. Le principe du test est le suivant : on se restreint aux offres pour lesquels un des deux candidats a été préféré à l'autre (traitement inégalitaire), car seules ces offres peuvent contribuer à mesurer la discrimination. Ensuite, on calcule la proportion où le candidat du premier groupe a été strictement préféré au candidat du second groupe. On teste ensuite l'égalité de cette proportion à $\frac{1}{2}$, qui correspond au cas du traitement identique des deux candidats. Ce test possède l'avantage d'être exact (i.e., valable sur de petits échantillons) au lieu d'être asymptotique (i.e., valable sur les grands échantillons seulement). Les résultats sont présentés dans le tableau 7, et s'avèrent qualitativement identiques à ceux des deux méthodes précédentes.

Conclusion

Au final, nous trouvons trois résultats principaux. Premièrement, dans l'ensemble, pour l'accès aux entretiens d'embauche d'une profession en tension, l'origine maghrébine n'apparaît pas systématiquement discriminante pour les hommes, quelle que soit leur commune de résidence. Toutefois lorsqu'ils résident à Sarcelles, les hommes d'origine maghrébine ont de plus faibles chances que les hommes d'origine française d'accéder à un entretien d'embauche pour un poste en contrat à durée indéterminée. L'origine a également un effet sur l'accès aux entretiens d'embauche pour les femmes résidant à Sarcelles. Deuxièmement, le sexe des candidats exerce un effet distinct sur les chances de succès des candidats d'origine maghrébine résidant à Sarcelles d'une part, et celles des candidats d'origine française résidant à Enghien-les-Bains d'autre part. Les femmes sont pénalisées dans le premier cas et au contraire favorisées par rapport aux hommes dans le second cas. Troisièmement, nous trouvons une discrimination territoriale qui affecte exclusivement les femmes. Résider dans une commune défavorisée (Villiers-le-Bel ou à Sarcelles) plutôt que dans une commune favorisée (Enghien-les-Bains) réduit la probabilité d'une candidate d'accéder à un entretien d'embauche. Nous trouvons une pénalité plus importante au fait de résider à Villiers-le-Bel : les candidates d'origine française sont pénalisées lorsqu'elles vivent dans cette commune défavorisée qui a connu en 2007 des émeutes urbaines médiatisées, plutôt qu'à Sarcelles, commune également défavorisée mais qui a été moins médiatisée.

Ces résultats convergent pour témoigner de l'existence de discriminations à l'embauche à la fois selon l'origine, le sexe et le lieu de résidence. Même en se plaçant sur un terrain *a priori* peu propice aux discriminations, une profession qualifiée et en tension, nous trouvons de multiples preuves statistiques de l'existence de discrimination à l'embauche. Ces preuves sont robustes ; elles résistent si l'on diversifie les méthodes statistiques et si l'on intensifie les contrôles, en prenant en considération des variables caractérisant la nature des offres d'emploi. Elles permettent de conclure à un effet spécifique et important du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi, indépendamment des caractéristiques individuelles de la personne, qui sont contrôlées par l'approche expérimentale.

BIBLIOGRAPHIE

Aeberhardt R., Fougère D. et Rathelot R. (2009), « Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ? », *Document de travail*, DESE, Insee, n° G2009/13.

Aeberhardt R. et Pouget J. (2010), « National Origin Wage Differentials in France: Evidence on Full-Time Male Workers From a Matched Employer-Employee Dataset », DESE, Insee, n° G2010/06.

Apec (2011), « De l'offre au recrutement. Candidatures par offre, recrutement, profils recherchés, profils recrutés, tension. Analyse de 4 vagues d'enquête de suivi des offres et de tension », *Les études de l'emploi cadre*, Apec, mars.

Benabou R. (1993), « Working of a City: Location, Education and Production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, n° 3, pp. 619-652.

Bertrand M. et Mullainathan S. (2003), « Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination », *NBER Working Paper*, n° 9873, National Bureau of Economic Research.

BIT (2007), « Les discriminations à raison de « l'origine » dans les embauches en France : une enquête nationale par tests de discrimination selon la méthode du Bureau international du travail », par E. Cediey et F. Foroni (ISM-Corum).

Boccard D. et Zenou Y. (2000), « Racial Discrimination and Redlining in Cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 48, n° 2, pp. 260-285.

Bouabdallah K., Cavaco S. et Lesueur J.-Y. (2002), « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée du chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, n° 1, pp. 137-157.

Comedd (2010), *Inégalités et discriminations. Pour un usage critique et responsable de l'outil statistique*, Rapport du comité pour la mesure de la diversité et l'évaluation des discriminations (Comedd) présidé par M. François Héran, présenté à M. Yazid Sabeg, Commissaire à la diversité et à l'égalité des chances.

Coulson N.E., Laing D. et Wang P. (2001), « Spatial Mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, vol. 19, n° 4, pp. 949-972.

Crane J. (1991), « The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping out and Teenage Childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, n° 5, pp. 1226-1259.

Davis S. et Huff D.L. (1972), « Impact of Ghettoization on Black Employment », *Economic Geography*, vol. 48, n° 4, pp. 421-427.

Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. (2008), « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Économie et Statistique*, n° 415-416, dossier *Disparités territoriales*, pp. 17-44.

Duguet E., Léandri N., L'Horty Y. et Petit P. (2009), « Les facteurs de discrimination à l'embauche pour les serveurs en Île-de-France : résultats d'un testing », *Premières Informations Premières Synthèses*, Dares, n° 40.1.

- Duguet E., L'Horty Y. et Petit P. (2009)**, « L'apport du *testing* à la mesure des discriminations », *Connaissance de l'emploi, Le 4 pages du CEE*, n° 68.
- Duguet E., L'Horty Y. et Sari F. (2009)**, « Sortir du chômage en Île-de-France. Disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle », *Revue économique*, vol. 60, n° 4, pp. 979-1010.
- Duguet E. et Petit P. (2005)**, « Hiring Discrimination in the French Financial Sector: an Econometric Analysis on Field Experiment Data », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 78, pp. 79-102.
- Dujardin C., Selod H. et Thomas I. (2008)**, « Residential Segregation and Unemployment: The case of Brussels », *Urban Studies*, vol. 45, n° 1, pp. 89-113.
- Firth M. (1982)**, « Sex Discrimination in Job Opportunities for Women », *Sex Roles*, vol. 8, n° 8, pp. 891-901.
- Gaschet F. et Gaussier N. (2004)**, « Urban Segregation and Labour Markets within the Bordeaux Metropolitan Area: an Investigation of the Spatial Friction », *Cahiers du GRES*, n° 2004-19.
- Gobillon L., Magnac T. et Selod H. (2010)**, « The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region », *Journal of Applied Econometrics*, à paraître.
- Heckman J.J. (1998)**, « Detecting Discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 2, pp. 101-116.
- Hellerstein J.K., Neumark D. et McInerney M. (2008)**, « Spatial Mismatch or Racial Mismatch? », *Journal of Urban Economics*, vol. 64, n° 2, pp. 464-479.
- Ihlanfeldt K. et Sjoquist D. (1998)**, « The Spatial Mismatch Hypothesis: A Review of Recent Studies and their Implications for Welfare Reform », *Housing Policy Debate*, vol. 9, n° 4, pp. 849-892.
- Kain J.F. (1968)**, « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n° 2, pp. 175-197.
- Kenney G. et Wissoker D. (1994)**, « An Analysis of the Correlates of Discrimination Facing Young Hispanic Job-Seekers », *American Economic Review*, vol. 84, n° 3, pp. 674-683.
- Neumark D., Bank R.J. et Van Nort K.D. (1996)**, « Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 3, pp. 915-941.
- Patacchini E. et Zenou Y. (2006)**, « Search Activities, Cost of Living and Local Labor Markets », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, n° 2, pp. 227-248.
- Petit P. (2003)**, « Comment évaluer la discrimination à l'embauche ? », *Revue Française d'Économie*, vol. XVII, n° 3, pp. 55-87.
- Riach P. et Rich J. (2002)**, « Field Experiments of Discrimination in the Market Place », *Economic Journal*, vol. 112, n° 483, pp. F480-F518.
- Rogers C.L. (1997)**, « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, n° 1, pp. 109-132.
- Selod H. et Zenou Y. (2006)**, « City Structure, Job Search and Labour Discrimination: Theory and Policy Implications », *Economic Journal*, vol. 116, n° 514, pp. 1057-1087.

ANNEXE 1 : Estimations de la discrimination conditionnelle

Tableau A1: Effets de l'origine - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Origine maghrébine préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Origine française préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation).

Commune	Femmes						Hommes					
	Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel		Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel	
Variables	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,51	13,63	-1,86	13,11	-1,51	13,64	-1,41	13,06	-1,43	12,73	-1,55	13,04
2e constante	1,31	13,14	1,23	12,48	1,31	13,25	1,50	13,46	1,39	12,66	1,47	13,07
CV de type B									-0,92	5,47	-0,57	3,41
RER			1,26	3,17			-1,02	4,00	-2,05	2,65		
Train			-0,73	1,71								
Temps en voiture							0,01	2,41			0,01	1,83
Écart temps voiture- transp.commun			-0,01	1,78			-0,02	2,19				
Source : APEC							0,33	1,77				
Taille : 1-9	0,53	2,24	-0,60	2,25					0,40	1,66	0,50	1,99
Taille : 10-19												
Taille : 20-49												
Taille : 50-99			-0,65	2,28								
Taille : 100-249												
Taille : 250 et plus												
Taux d'exportation : moins de 5%			-0,59	1,70								
Taux d'exportation : entre 5% et 50%			-1,19	2,30								
Age de l'entreprise									0,02	2,44		
CDI									0,57	2,21		
Emploi en ZUS			-0,46	1,83								
% ménages imposables									0,02	2,07	-0,03	2,71

Tableau A2: Effets du genre - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Femme préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Homme préféré. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdécales, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation).

Variables	Origine française						Origine maghrébine					
	Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel		Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel	
	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,19	12,68	-1,35	12,45	-1,61	13,29	-1,50	13,09	-1,60	13,49	-1,50	13,15
2e constante	1,52	13,61	1,51	13,15	1,58	13,11	1,57	13,05	1,24	12,74	1,33	12,89
CV de type B			-0,59	3,62					0,49	3,12	0,52	3,28
Janvier			-0,43	2,64	-0,47	2,41						
RER			-2,28	3,91	-0,72	3,94						
Train							0,75	4,12				
Temps en voiture			0,02	2,68								
Source : Les Jeudis											0,38	2,37
Source : APEC					0,57	2,52						
Taille : 1-9			0,61	2,46	0,52	1,95						
Taille : 10-19												
Taille : 20-49												
Taille : 50-99					0,66	2,31						
Taille : 100-249												
Taille : 250 et plus			-0,62	2,21					-0,64	2,50	-0,54	1,92
Taux d'exportation : moins de 5%			0,64	1,87	0,90	2,58						
Taux d'exportation : entre 5% et 50%												
Age de l'entreprise			0,02	1,98			0,01	1,78			0,02	2,15
Recruteur : homme							-0,36	1,92				
CDI							-0,78	2,81			0,66	2,54
% ménages imposables	4,10E-03	2,02										

Tableau A3 : Effets de la résidence dans une commune défavorisée - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Sarcelles préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Enghien préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Variables	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,46	12,99	-1,50	12,85	-1,72	13,24	-1,53	13,23
2e constante	1,44	13,08	1,71	13,02	1,27	12,93	1,58	13,16
CV de type B			0,62	3,49			-0,50	2,98
Janvier			0,56	2,82				
Métro					-0,69	1,96		
RER	-0,54	2,38	1,49	2,69			0,51	1,95
Train	-0,40	1,90						
Bus							1,02	2,17
Temps en voiture			-0,01	2,15			-0,02	2,57
Écart temps voiture- transp.commun							0,02	2,35
Source : APEC			-0,63	2,79			-0,57	2,85
Taille : 1-9	0,77	3,09						
Taille : 10-19								
Taille : 20-49	0,50	2,09						
Taille : 50-99	0,63	2,33						
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
Taux d'exportation : moins de 5%								
Taux d'exportation : entre 5% et 50%					-0,87	1,80		
Age de l'entreprise			-0,01	1,81			0,02	2,04
Emploi en ZUS					-0,60	2,67		
Revenu médian							2,78E-05	1,65
<i>Variables en différences :</i>								
Métro			0,85	2,04				
RER			-1,92	3,40	-0,73	1,94		
Bus			-1,45	1,72				

Tableau A4 : Effets de la médiatisation pour une commune défavorisée - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Villiers-le-Bel préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Sarcelles préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
Variables	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,80	13,28	-1,50	13,62	-1,44	13,23	-1,46	13,53
2e constante	1,44	12,94	1,41	13,44	1,53	13,26	1,34	13,20
CV de type B	0,49	2,79			0,28	1,77		
Source : APEC	0,52	2,60					0,35	1,87
Taille : 1-9					0,46	1,81		
Taille : 10-19								
Taille : 20-49								
Taille : 50-99					0,71	2,57		
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
Taux d'exportation : moins de 5%								
Taux d'exportation : entre 5% et 50%					0,94	1,93		
Age de l'entreprise			0,01	1,69				
CDI					0,56	2,16	-0,55	2,13
Revenu médian					-3,20E-05	2,31		
<i>Variables en différences :</i>								
Temps en voiture	-0,16	2,96			-0,24	2,23		

Tableau A5 : Effets joints de la médiatisation et de la résidence dans une commune défavorisée - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Villiers-le-Bel préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Enghien préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
Variables	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,53	13,41	-1,49	13,30	-1,67	13,09	-1,50	13,36
2e constante	1,25	12,66	1,58	13,21	1,34	12,73	1,42	13,08
CV de type B			0,35	2,10	0,38	2,36	-0,32	2,00
RER	-0,34	2,17					1,25	1,81
Train					0,84	1,91		
Temps en voiture					-0,01	3,27		
Écart temps voiture- transp.commun					0,02	2,78		
Source : APEC					0,53	2,39		
Source : Les Jeudis					0,68	3,42		
Taille : 1-9	0,48	1,97						
Taille : 10-19								
Taille : 20-49	0,55	2,34						
Taille : 50-99	0,53	1,99						
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
CDI	0,62	2,41			0,66	2,37	-0,55	2,13
Revenu médian			2,53E-05	3,70			6,62E-05	2,60
% ménages imposables							-0,04	2,85
<i>Variables en différences :</i>								
Métro			0,68	1,77				
RER							0,72	2,74
Train							0,68	2,10

ANNEXE 2 : Méthodes statistiques et économétriques

1. Statistiques descriptives et bootstrap

Les données que nous employons sont expérimentales. Pour cette raison, les statistiques descriptives constituent une bonne mesure de la discrimination. Nous comparons donc les taux de réussite, sur les mêmes offres, de candidatures qui diffèrent uniquement par le sexe, l'origine ou le lieu de résidence. Afin de déterminer si ces écarts de taux de réussite sont significatifs ou non, nous employons la méthode du *bootstrap* par grappe, c'est-à-dire par offre d'emploi. Il s'agit d'une méthode qui évite de faire des hypothèses fortes sur la distribution suivie par les données. On procède de la manière suivante : nous effectuons dix mille tirages avec remise dans notre échantillon puis nous calculons la statistique désirée sur chacun de ces dix mille échantillons. Les dix mille points ainsi obtenus nous donnent une estimation de la distribution de la statistique désirée. Nous pouvons ensuite calculer un t de Student en divisant la statistique par son écart-type, et calculer un intervalle de confiance en prenant les centiles correspondants de cette distribution. Nos statistiques sont donc robustes.

2. Estimations des modèles Logit et Probit ordonnés

Les statistiques descriptives permettent de mesurer la discrimination globale. Toutefois, il se peut que des caractéristiques du candidat ou du poste influencent l'intensité de la discrimination. On parle de discrimination conditionnelle quand la discrimination ne s'exerce que lorsqu'une variable explicative prend une valeur précise. De plus, dans un *testing*, l'expérimentateur ne peut contrôler que les caractéristiques des candidatures, pas celles des entreprises, car il répond à toutes les offres d'emploi. Il est donc possible que les caractéristiques des entreprises révèlent une discrimination conditionnelle. Le but des régressions Logit et Probit est le suivant : d'une part, vérifier si des caractéristiques de l'offre ou du candidat influencent significativement la mesure de discrimination; d'autre part, fournir une mesure corrigée de discrimination quand un problème est détecté.

Dans l'ensemble des *testings* que nous avons réalisés, on compare deux candidatures. Trois solutions sont possibles : le premier candidat est choisi seul, le second candidat est choisi seul, ou les deux candidats reçoivent la même réponse. Ceci revient à étudier la différence entre les réponses qu'ils obtiennent. En codant 1 pour une réponse positive (0 pour une réponse négative), on obtient $0-1=-1$ quand le second candidat est pris, $0-0=0$ ou $1-1=0$ quand les deux candidats obtiennent la même réponse et $1-0=1$ quand le premier candidat est pris. La différence des réponses offre donc une mesure de la discrimination vis à vis du second candidat (-1 : il est favorisé, 0 : traitement égal; 1 : il est discriminé). Il s'agit d'une variable qualitative ordonnée, que l'on explique en fonction des variables explicatives disponibles dans l'étude. Pour estimer ce type de relation, les deux modèles les plus répandus sont les modèles Logit ordonné et Probit ordonné, qui reposent sur des hypothèses différentes de distribution (respectivement, logistique et normale). Nous estimons ces deux modèles par le maximum de vraisemblance, et faisons un test de Vuong pour les départager. Dans la majorité

des cas, le test de Vuong conclut qu'ils sont équivalents, et dans certains cas que le modèle Probit ordonné offre un meilleur ajustement que le modèle Logit ordonné. Pour cette raison, nous ne reportons que les résultats fournis par le modèle Probit ordonné.

Dans le cas d'un modèle dichotomique (Logit ou Probit), on fait l'hypothèse que la réponse au candidat est généré par une comparaison d'utilités propres au recruteur. Soit $U_i(1)$ l'utilité associée au recrutement du premier candidat et $U_i(2)$ l'utilité associée au recrutement du second candidat. La différence d'utilité entre les deux recrutements est égale à :

$$y_i^* = U_i(1) - U_i(2)$$

Le modèle Probit ordonné fait les hypothèses supplémentaires suivantes :

$$y_i^* = b_0 + X_i b_1 + u_i$$

où X est un vecteur de variables explicatives et u une perturbation normale centrée et réduite qui représente les facteurs inobservables affectant l'utilité des recrutements (non corrélés avec X). La variable observable est définie par :

$$y_i = \begin{cases} -1 & \text{si } y_i^* < a_0 \text{ (candidat 2 préféré)} \\ 0 & \text{if } a_0 \leq y_i^* < a_1 \text{ (candidats indifférents)} \\ 1 & \text{if } y_i^* \geq a_1 \text{ (candidat 1 préféré)} \end{cases}$$

où (a_0, a_1) sont deux seuils inconnus. Si la différence d'utilité est forte entre les deux recrutements, seul un des deux candidats sera recruté. La probabilité que le premier candidat soit choisi est égale à $\Pr[y_i = 1] = \Pr[y_i^* \geq a_1] = 1 - \Phi(a_1 - b_0 - X_i b_1) = 1 - \Phi(\alpha_1 - X_i b_1)$, où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée-réduite et $\alpha_1 = a_1 - b_0$ est la première constante du modèle Probit ordonné.

La probabilité que le second candidat soit choisi est égale à $\Pr[y_i = -1] = \Pr[y_i^* < a_0] = \Phi(a_0 - b_0 - X_i b_1) = \Phi(\alpha_0 - X_i b_1)$, où $\alpha_0 = a_0 - b_0$ est la seconde constante du modèle Probit ordonné. Le coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon est donc égal à :

$$D = \Pr[y_i = 1 | \bar{X}] - \Pr[y_i = -1 | \bar{X}] = 1 - \Phi(\alpha_1 - \bar{X} b_1) - \Phi(\alpha_0 - \bar{X} b_1)$$

Nous utilisons des variables explicatives centrées pour toutes nos régressions ($\bar{X} = 0$) de sorte que le coefficient de discrimination au point moyen peut s'écrire :

$$D = 1 - \Phi(\alpha_1) - \Phi(\alpha_0),$$

ce que nous estimons par :

$$\hat{D} = 1 - \Phi(\hat{\alpha}_1) - \Phi(\hat{\alpha}_0),$$

où $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1)$ sont les estimateurs du maximum de vraisemblance des constantes du modèle Probit ordonné. Le calcul de la variance asymptotique de \hat{D} est immédiate :

$$\hat{V}_{as}(\hat{D}) = \frac{\partial g}{\partial \alpha}(\hat{\alpha}) V_{as}(\hat{\alpha}) \frac{\partial g}{\partial \alpha'}(\hat{\alpha})$$

avec $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1)$ et $g(\alpha) = 1 - \Phi(\alpha_1) - \Phi(\alpha_0)$.

3. Le test binomial

Ce test, contrairement aux précédents, est un test exact valable sur de petits échantillons. Nous l'utilisons ici pour examiner la robustesse de nos conclusions. Ce test se base sur le fait que, lorsqu'on mesure la discrimination, seules les différences de traitement entre les candidat-e-s des différents groupes contribuent à la statistique de discrimination. Pour cette raison, on ne considère que deux types d'offres :

- Celles où un-e candidat-e du groupe n°1 est préféré-e à un-e candidat-e du groupe n°2 (N_1 offres au total);
- Celles où un-e candidat-e du groupe n°2 est préféré-e à un-e candidat-e du groupe n°1 (N_2 offres au total);
- On élimine les offres pour lesquelles les candidat-e-s des groupes n°1 et n°2 ont tous reçu une invitation et les offres où aucun-e candidat-e n'a été invité-e à l'entretien, car il n'y a pas de discrimination dans ces deux cas.

La statistique employée est simplement égale à :

$$p_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2},$$

qui donne la proportion d'offres pour lesquelles un-e candidat-e du groupe n°1 a été préféré-e à un-e candidat-e du groupe n°2, parmi les offres où les candidat-e-s des groupes n°1 et n°2 ont été traité-e-s différemment. L'hypothèse nulle du test est l'absence de discrimination nette, c'est-à-dire :

$$H_0 : p_1 = \frac{1}{2} \Leftrightarrow N_1 = N_2.$$

Si la proportion p_1 est supérieure à $\frac{1}{2}$, cela signifie que le groupe 1 est plus souvent préféré au groupe 2 que l'inverse, de sorte qu'il existe une discrimination nette à l'encontre du groupe 2. Pour savoir si l'écart est significatif, on utilise le test binomial classique d'égalité d'une proportion à $\frac{1}{2}$.

ANNEXE 3 : Curriculum Vitae

Nous présentons dans cette annexe deux CV utilisés dans le testing : celui de la candidate d'origine française résidant à Enghien les Bains et celui de la candidate d'origine maghrébine résidant à Sarcelles.

Les numéros de téléphone et les noms des entreprises ont été supprimés. Les supports de CV ont régulièrement été permutés entre les candidats fictifs en cours d'expérimentation.

Emilie DURAND

7 rue du Départ 95880 ENGHEN LES BAINS
XX-XX-XX-XX-XX
durand2005@gmail.com

Situation actuelle:

25 ans, célibataire
Nationalité française

CONCEPTEUR-DEVELOPPEUR (Diplômée Master)

COMPETENCES

C, C++, C#, Java, SCILAB, PHP, .net, J2EE, XML
UNIX/LINUX, Windows
AJAX, Web.2, HTML, Javascript, RAILS, GWT, SPIP
SQL-Server TSQL, MYSQL
TCP/IP, FTP, SSH
UML, MERISE, RATIONAL ROSE

EXPERIENCES PROFESSIONNELLES

Depuis Sept. 2006 : Développeur pour applications professionnelles destinées à des Intermédiaires financiers de marchés. **XXXX** 92 Levallois-Perret.

Mai à août 2006 : Stagiaire, création d'un module d'importation de base de données via les DTS de SQL-Server. **XXXX** 92 Levallois-Perret.

Mai à juin 2005 : Stagiaire assistante développeur participant à la mise en place d'un outil de génération de codes dans une approche MDA. **XXXX** 92 Rueil-Malmaison.

FORMATION

Sept. 2006 : Master Informatique, Parcours Ingénierie Informatique, Université Paris Sud

Juin 2004 : Licence Informatique, Parcours Informatique et ses fondements mathématiques, Université Paris Sud

Juin 2001 : Baccalauréat Scientifique, spécialité : physique-chimie.

DIVERS ET LOISIRS

Bons niveaux en anglais et en espagnol
Sports (basket, volley).
Lecture.
Cinéma.
Permis B et voiture personnelle.

Yasmina BRAHIMI

15 bvd du Général de Gaulle
95200 Sarcelles

26 ans, célibataire, nationalité française

Tél : XX.XX.XX.XX.XX

Mèl : brahimi1@live.fr

DEVELOPPEUR-CONCEPTEUR INFORMATIQUE

EXPERIENCES

Depuis septembre 2006 : Conception et tests d'applications variés sur des systèmes Linux embarqués dans le domaine de l'aéronautique (Labwindows/CVI)
Entreprise : XXXX (Colombes).

Mai-Août 2006 : Etude et prise en main du système Linux embarqué et portage d'application (C++ avec librairie Qtopia)
Entreprise : XXXX (Colombes). Stage réalisé dans le cadre du Master 2

Mai-Juillet 2005 : Développement et gestion de projets informatiques avec rédaction des cahiers des charges, spécifications externes, conceptions et tests
Entreprise : XXXX (Clichy). Stage réalisé dans le cadre du Master 1

FORMATION

2004-2006 : Master Informatique Spécialité « Ingénierie Informatique »
Université de Marne la Vallée

2001-2004 : Licence Mention : « Mathématiques et Informatique »
Université de Marne la Vallée

2001 : Baccalauréat série S, Spécialité Mathématiques

COMPETENCES INFORMATIQUES

Programmation : C, C#, C++, Java, XML, SCILAB, PHP, .net, J2EE

Environnements : Unix, LINUX, WINDOWS

Développement Web : Ajax, Web.2, HTML, Javascript, GWT, RAILS, SPIP.

Bases de données : SQL-Server, TSQL, MySQL

Gestion de projets : UML, MERISE, Rational Rose

Protocoles TCP/IP, SSH, FTP

DIVERS

Anglais et Espagnol (Bonne maîtrise tant à l'écrit qu'à l'oral)

Parfaitement Mobile (permis et véhicule personnel)

Volley-ball, lecture, voyages à l'étranger.

La Fédération TEPP

La Fédération de recherche CNRS **Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP, FR n°3126)** 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 de Paris 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.