

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Juillet
2010

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

Emmanuel Duguet,
Yannick L'Horty, Loïc du Parquet,
Pascale Petit, Florent Sari

128

Document de travail

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

EMMANUEL DUGUET

emmanuel.duguet@cee-recherche.fr

ERUDITE, Univ. Paris Est Créteil, CEE, Tepp-CNRS

YANNICK L'HORTY

yannick.lhorty@cee-recherche.fr

ERUDITE, Univ. Paris Est Marne-la-Vallée, CEE, Tepp-CNRS

LOÏC DU PARQUET

loic.du_parquet@univ-lemans.fr

GAINS, Univ. du Maine, Tepp-CNRS

PASCALE PETIT

pascale.petit@cee-recherche.fr

EPEE, Univ. d'Evry Val-d'Essonne, CEE, Tepp-CNRS

FLORENT SARI

florent.sari@cee-recherche.fr

ERUDITE, Univ. Paris Est Marne-la-Vallée, CEE, Tepp-CNRS

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 128

juillet 2010

ISSN 1776-3096
ISBN 978-2-11-098582-8

LES EFFETS DU LIEU DE RÉSIDENCE SUR L'ACCÈS À L'EMPLOI : UNE EXPÉRIENCE CONTRÔLÉE SUR DES JEUNES QUALIFIÉS EN ÎLE-DE-FRANCE

Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit, Florent Sari

RESUME

Nous évaluons la discrimination à l'embauche à l'encontre des jeunes en Île-de-France à travers trois dimensions : l'effet de la réputation du lieu de résidence, l'effet du sexe et l'effet de l'origine (française ou marocaine). L'étude est réalisée sur données expérimentales selon un protocole permettant d'examiner les effets croisés de ces trois dimensions. On s'intéresse aux discriminations pour une profession qualifiée et en tension, les informaticiens de niveau Bac+5, pour laquelle les discriminations devraient *a priori* être très réduites. Pour cette profession, nous avons construit douze profils fictifs de candidats similaires en tous points, à l'exception de la caractéristique testée. Nous examinons la discrimination territoriale en localisant les candidats fictifs dans trois communes du Val-d'Oise : Enghien-les-Bains (réputée favorisée), Sarcelles (réputée défavorisée) et Villiers-le-Bel (réputée défavorisée et ayant connu des émeutes urbaines médiatisées en 2007). Entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009, nous avons envoyé 3 684 candidatures en réponse à 307 offres d'emploi.

Nous trouvons trois résultats principaux. Premièrement, l'origine marocaine est discriminante surtout pour les femmes qui résident à Sarcelles. Deuxièmement, alors que les candidates d'origine française sont favorisées par rapport aux hommes quand elles résident à Enghien, les candidates d'origine marocaine sont défavorisées par rapport aux hommes d'origine marocaine quand elles résident à Sarcelles. Troisièmement, nous trouvons une discrimination territoriale qui 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, quelle que soit son origine.

Mots-clefs : discrimination, genre, origine, *testing*.

Classement JEL : C93, J23, J71.

The Effects of the Place of Residence, Gender and Origin on the Access to Employment: a Controlled Experiment in the Paris Area

Abstract

We evaluate hiring discrimination against the youth living in the Paris area. We study three sources of discrimination: place of residence, gender and origin (French or Moroccan). We collect experimental data that allow for separating these three sources. We consider a job with a strong labor demand for which we expect few if any discrimination: candidates with a Master in Computer Science. For this job, we have constructed twelve types of similar candidates that differ from each other only by the potential discrimination sources that we wish to test. We examine residential discrimination in three cities: Enghien-les-Bains (privileged), Sarcelles (underprivileged) and Villiers-le-Bel (underprivileged with a wide media coverage of urban violence in 2007). We have sent 3684 CVs in response to 307 job ads between December 2008 and January 2009.

We find three results. First, a Moroccan origin generates discrimination mostly for the women living in Sarcelles. Second, while the French origin women are preferred to men when they live in Enghien, the Moroccan origin women are discriminated against the Moroccan origin men when they live in Sarcelles. Last, we find that residential discrimination affects women only. Living in an underprivileged city (Villiers-le-Bel or Sarcelles) reduces the probability that a woman gets a job interview, regardless of her origin.

Key words: *discrimination, gender, origin, testing.*

INTRODUCTION¹

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 (*via* des effets de voisinage). Typiquement, un individu vivant dans ce type de quartier bénéficiera potentiellement d'un réseau social de moindre qualité, ce qui est peu propice à un 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, 2007 ; 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

¹ 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.

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. Or, si l'on ne prend pas en compte l'effet de ces caractéristiques, 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 ce biais potentiel. Quelle que soit la qualité de ces stratégies, seule une approche purement expérimentale peut permettre de contrôler complètement l'hétérogénéité inobservée 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.

L'objet de la présente étude est précisément de proposer une mesure expérimentale des effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi. Notre objectif est 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. Les deux candidatures sont en tous points similaires, à l'exception d'une caractéristique *a priori* non productive (par exemple, le sexe du candidat). 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).

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.

À 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, Léandri, L'Horty et Petit, 2009). Les candidats étaient toutefois tous des hommes, relativement peu qualifiés (niveaux Bac et Bac+2). Une dimension

supplémentaire était prise en compte dans cette étude : la discrimination à l'embauche selon la consonance française ou marocaine des prénom et nom, et la combinaison des deux (prénom à consonance française associé à un nom à consonance marocaine).

Par rapport à l'ensemble des travaux antérieurs dans le domaine de la mesure des discriminations, nous innovons dans trois directions. 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'Île-de-France avaient retenu des niveaux de qualifications inférieurs, de type BEP, Bac ou Bac+2 (Duguet et Petit, 2005 et Duguet, Léandri, 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 salariés d'origine étrangère (Aeberhardt 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'encadrement². 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 Île-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 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. À 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

² 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.

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'Île-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 Île-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 marocaine). Ces douze candidatures par ailleurs parfaitement similaires ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi de développeur informatique (Bac+5) dans toute l'Île-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.

1. 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.

1.1. 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 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, la mobilité apparaissant explicitement sur le *curriculum vitae*)³. 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 deux mois dans le cas présent), nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (plus de 300 offres d'emplois testées).

1.2. 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 Île-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.

1.3. CV parfaitement similaires, crédibles et expertisés

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.

³ 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)

1.4. 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.

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.

1.5. Caractéristiques individuelles des douze candidats fictifs

Douze 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 douze 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 naissance des candidats (1983) et les noms associés à une origine particulière (française ou marocaine) 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 trois Zus, celle de Villiers-le-Bel deux 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.

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. L'ensemble des reprises média-

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

tiques, à la télévision ou dans la presse, a pu contribuer à dégrader le signal envoyé par le lieu de résidence à d'éventuels 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.

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.

Tableau 2 : Caractéristiques individuelles des douze 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 Youssef BENCHARGUI Yasmina BRAHIMI	Sarcelles
Frédéric SIMON Emilie DURAND Ahmed CHARBIT Dalila CHETTOUH	Enghien-les-Bains

5 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.

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 quatre 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 marocaine). Les caractéristiques individuelles des douze candidats fictifs sont présentées dans le tableau 2.

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

1.6. Caractéristiques productives des douze candidats fictifs

Ces douze 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 Île-de-France suivantes : Universités d'Évry-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 douze 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). À l'issue de leur stage de M2, les douze 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, .NET, GWT, RAILS, SPIP.

Bases de données : SQL-Server, TSQL, MySQL

Gestion de projets : UML, MERISE, Rational Rose

Protocoles TCP/IP, SSH, FTP

1.7. 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, appec.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 Île-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 3 684 candidatures (12 x 307).

Tableau 3 : Variables potentiellement explicatives d'une discrimination conditionnelle

Type de variables	Variables	Sources mobilisées
Variables relatives au <i>testing</i>	<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 (<i>cf.</i> 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 - Appartenance à un groupe - Chiffre d'affaire - NAF-APE - Secteur d'activité 	Base SIREN de l'Insee
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.

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.

2. RÉSULTATS

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.

2.1. Le taux de succès le plus faible pour les femmes d'origine marocaine résidant à Sarcelles et à Villiers-le-Bel

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 (informaticiens Bac+5).

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	Student	Intervalle de confiance de niveau 90%	
			Borne inférieure	Borne supérieure
Origine française				
<i>Femmes :</i>				
Enghien	22,5%**	9,39	18,6%	26,4%
Sarcelles	22,1%**	9,31	18,2%	26,1%
Villiers-le-Bel	17,9%**	8,23	14,3%	21,5%
<i>Hommes :</i>				
Enghien	16,9%**	7,95	13,4%	20,5%
Sarcelles	19,9%**	8,76	16,3%	23,8%
Villiers-le-Bel	18,6%**	8,40	15,0%	22,1%
Origine marocaine				
<i>Femmes :</i>				
Enghien	19,5%**	8,71	16,0%	23,1%
Sarcelles	13,7%**	6,96	10,4%	16,9%
Villiers-le-Bel	15,0%**	7,31	11,7%	18,2%
<i>Hommes :</i>				
Enghien	18,6%**	8,45	15,0%	22,1%
Sarcelles	19,2%**	8,58	15,6%	23,1%
Villiers-le-Bel	17,3%**	7,96	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.

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 de réussite (respectivement 19,9 %, 22,5 % et 22,1 %). À 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 marocaine, 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 marocaine 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 %).

2.2. L'origine marocaine n'est pas systématiquement discriminante pour les hommes

Pour la plupart des communes de résidence, l'origine marocaine n'apparaît pas systématiquement discriminante pour les hommes (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.

2.3. L'origine marocaine réduit toutefois les chances de succès des habitant-e-s de Sarcelles

Si globalement l'origine marocaine 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 : parmi les hommes résidant à Sarcelles, le candidat d'origine marocaine a moins de chances que le candidat d'origine française d'obtenir un entretien pour un poste en contrat à durée indéterminée (annexe 1, tableau A3). Parmi les femmes résidant à Sarcelles, les candidates d'origine marocaine 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).

2.4. Une discrimination à l'encontre des femmes parmi les candidats d'origine marocaine résidant à Sarcelles et en faveur des femmes parmi les candidats d'origine française résidant à Enghien

Nous comparons l'accès aux entretiens d'embauche des hommes et des femmes, à lieu de résidence et origine donnés. Les femmes d'origine française résidant à Enghien font l'objet d'une discrimination *inversée* par rapport aux hommes de même origine. L'écart en leur faveur est de + 5,5 points. Au contraire, les femmes d'origine marocaine résidant à Sarcelles ont moins de chances que les hommes d'origine marocaine d'obtenir un entretien d'embauche (- 5,5 points).

2.5. Une discrimination territoriale affectant seulement les femmes

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 marocaine, 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.

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 10 000 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-Maroc)				
<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>Maroc :</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
Maroc, Femmes	5,9**	2,55	2,0	9,8
Maroc, 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
Maroc, Femmes	-1,3	0,55	-5,2	2,6
Maroc, 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
Maroc, Femmes	4,6*	1,86	0,7	8,5
Maroc, 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 marocaine 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-Maroc)		
<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>Maroc :</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
Maroc, Femmes	6,0%	2,81**
Maroc, Hommes	-0,6%	0,32
Effet de la médiatisation pour une commune défavorisée par origine et genre (Sarcelles-Villiers-le-Bel)		
France, Women	3,9%	2,12**
France, Men	1,2%	0,57
Maroc, Femmes	-1,1%	0,54
Maroc, 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
Maroc, Femmes	4,3%	2,12**
Maroc, 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 $P1 \neq 1/2$
Origine	France	Maroc				
<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>Maroc :</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
Maroc – Femmes	34	16	0,680	0,997	0,008**	0,015**
Maroc – 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
Maroc – Femmes	24	28	0,462	0,339	0,756	0,678
Maroc – 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
Maroc – Femmes	35	21	0,625	0,978	0,041**	0,081*
Maroc - 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 marocaine dans 39 cas sur 52 (=39+13), et les femmes d'origine marocaine 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 marocaine résidant à Sarcelles.

2.6. Un effet « Villiers-le-Bel » à l'encontre des femmes d'origine française

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.

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 marocaine 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

Cette étude examine les effets croisés du sexe, de l'origine (française ou marocaine) et de la réputation du lieu de résidence (Enghien-les-Bains, Sarcelles, Villiers-le-Bel) sur la discrimination à l'embauche. Les évaluations sont réalisées sur des données expérimentales à l'aide d'un *testing* conduit entre décembre 2008 et janvier 2009 et ciblé sur la profession d'informaticiens Bac+5, en Ile-de-France. Douze CV similaires ont été construits et envoyés en réponses à 307 offres d'emploi dans toute l'Île-de-France.

Nous trouvons trois résultats principaux. Premièrement, dans l'ensemble, pour l'accès aux entretiens d'embauche de cette profession en tension, l'origine marocaine 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 marocaine 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 marocaine 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 où la discrimination à l'embauche peut être excessivement coûteuse pour les employeurs qui la pratiquent, nous trouvons de multiples preuves statistiques de l'existence de formes conditionnelles de discrimination. 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 pleinement contrôlées par l'approche expérimentale.

BIBLIOGRAPHIE

- AEBERHARDT R et POUGET J., 2009, « National origin wage differentials in France: Evidence on full-time male workers from a matched employer-employee dataset », version révisée du document de travail du Crest 2007-36 (www.crest.fr).
- BENABOU R., 1993, « Working of a city: Location, education and production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, 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 series* no. 9873; Cambridge: 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 », *Miméo*.
- BOCCARD D. et ZENOU Y., 2000, « Racial discrimination and Redlining in cities » in *Journal of Urban Economics*, 48, 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, pp137-157.
- COULSON E., LAING D. et WANG P., 2001, « Spatial mismatch in search equilibrium », *Journal of Labour Economics*, 19, pp. 949-972.
- CRANE J., 1991, « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- DAVIS S. et HUFF D., 1972, « Impact of ghettoization on black employment », *Economic Geography*, n° 48, 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 ». *Economie et Statistique*, n°415-416.
- DUGUET E., LEANDRI N., L'HORTY Y. et PETIT P., 2009, « Les facteurs de discrimination à l'embauche pour les serveurs en Ile-de-France : résultats d'un testing », *Premières Informations Premières Synthèses*, Dares, Septembre, n°40.1.
- DUGUET E., L'HORTY Y. et PETIT P., 2009, « L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissances de l'emploi*, n°68 août.

- DUGUET E., L'HORTY Y. et SARI F., 2009, « Sortir du chômage en Ile-de-France : disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle », *Revue économique*, vol 60, n°3, juillet 2009
- 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 Statistiques*, n° 78, pp 79-102.
- DUJARDIN C., SELOD H. et THOMAS I., 2008, « Residential segregation and unemployment: The case of Brussels », *Urban Studies*, 45(1), pp.89-113.
- FIRTH M., 1982, "Sex discrimination in job opportunities for women", *Sex Roles*, 8 (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 », *Working Papers of GRES*, Cahiers du GRES 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, issue 2, pages 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*, 9, pp. 849-892.
- KAIN J.F., 1968, « Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization » in *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 32-59.
- 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*, pp. 915-941.
- PATACHINI E. et ZENOU Y., 2006, « Search activities, cost of living and local labor markets in Britain », *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp. 227-248.
- PETIT P., 2003, « Comment évaluer la discrimination à l'embauche ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 17, n° 3, pp. 55-87.
- RIACH P. et RICH J., 2002, « Field experiments of discrimination in the market place », *Economic Journal*, 112, pp. 480-518.
- ROGERS C.L., 1997, « Job search and unemployment duration : Implications for the spatial mismatch hypothesis », *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 109-132.
- SELOD H. et ZENOU Y., 2006, « [City structure, job search and labour discrimination: Theory and policy implications](#) », *Economic Journal*, *Royal Economic Society*, vol. 116(514), pp. 1057-1087.

ANNEXE 1 : ESTIMATIONS DE LA DISCRIMINATION CONDITIONNELLE

Tableau A-1: Effets de l'origine - régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés

Variable expliquée : -1 : Origine marocaine 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	-1,46	12,99	-1,86	13,11	-1,51	13,64	-1,50	13,09	-1,60	13,49	-1,50	13,15
2e constante	1,44	13,08	1,23	12,48	1,31	13,25	1,57	13,05	1,24	12,74	1,33	12,89
CV de type B									0,49	3,12	0,52	3,28
RER	-0,54	2,38	1,26	3,17								
Train	-0,40	1,90	-0,73	1,71			0,75	4,12				
Écart temps voiture- transp. commun			-0,01	1,78								
Source : les jeudis											0,38	2,37
Emploi en Zus			-0,46	1,83								
Taille : 1-9	0,77	3,09	-0,60	2,25								
Taille : 10-19												
Taille : 20-49	0,50	2,09										
Taille : 50-99	0,63	2,33	-0,65	2,28								
Taille : 100-249												
Taille : 250 et plus									-0,64	2,50	-0,54	1,92
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							0,01	1,78			0,02	2,15
Recruteur : homme							-0,36	1,92				
CDI							-0,78	2,81			0,66	2,54

Tableau A-2: 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 interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation).

Variables	Origine française						Origine marocaine					
	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						
% ménages imposables	4,10E-03	2,02										
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

Tableau A-3 : 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				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
Variables	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student	Coeff	Student
1ère constante	-1,46	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
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
Source : Apec			-0,63	2,79			-0,57	2,85
CV de type B			0,62	3,49			-0,50	2,98
Janvier			0,56	2,82				
Temps en voiture			-0,01	2,15			-0,02	2,57
Écart temps voiture- transp. commun							0,02	2,35
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
Variables en différences :								
Métro			0,85	2,04				
RER			-1,92	3,40	-0,73	1,94		
Bus			-1,45	1,72				

Tableau A-4 : 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				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre								
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
Métro								
RER								
Train								
Bus								
Source : Apec	0,52	2,60					0,35	1,87
CV de type 2	0,49	2,79			0,28	1,77		
Janvier								
CDI					0,56	2,16	-0,55	2,13
Temps en voiture								
Écart temps voiture- transp. commun								
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				
Emploi en Zus								
Revenu médian					-3,20E-05	2,31		
Variables en différences :								
Temps en voiture	-0,16	2,96			-0,24	2,23		

Tableau A-5 : 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 interdécales, 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				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
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
RER	-0,34	2,17					1,25	1,81
Train					0,84	1,91		
Source : Apec					0,53	2,39		
Source : Les Jeudis					0,68	3,42		
CV de type B			0,35	2,10	0,38	2,36	-0,32	2,00
CDI	0,62	2,41			0,66	2,37	-0,55	2,13
Temps en voiture					-0,01	3,27		
Écart temps voiture- transp. commun					0,02	2,78		
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								
Revenu médian			2,53E-05	3,70			6,62E-05	2,60
% ménages imposables							-0,04	2,85
Variables en différences :								
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, le lieu de résidence ou le mode de transport. Afin de déterminer si ces écarts de taux de réussite sont significatifs ou non, nous employons la méthode du *bootstrap*. 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 générée 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 $g(\alpha) = 1 - \Phi(\alpha_1) - \Phi(\alpha_0)$.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- N° 127** *Mesurer le travail. Une contribution à l'histoire des enquêtes françaises dans ce domaine*
MICHEL GOLLAC, SERGE VOLKOFF
juillet 2010
- N° 126** *Comment réduire la fracture spatiale ? Théorie et application en Île-de-France*
NATHALIE GEORGES, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 125** *Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?*
SABINA ISSEHNANE, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 124** *A Dynamic Overview of Socio-Productive Models in France (1992-2004)*
Un panorama dynamique des modèles socio-productifs en France (1992-2004)
THOMAS AMOSSE, THOMAS COUTROT
juin 2010
- N° 123** *Ségrégation urbaine et accès à l'emploi : une introduction*
MANON DOMINGUES DOS SANTOS, YANNICK L'HORTY, ÉLISABETH TOVAR
novembre 2009
- N° 122** *Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme Fillon de 2003*
MATTHIEU BUNEL, FABRICE GILLES, YANNICK L'HORTY
août 2009
- N° 121** *Do Environmental-Related Standards Contribute to Successful Recruitment?*
GILLES GROLLEAU, NAOUFEL MZOUGH, SANJA PEKOVIC
août 2009
- N° 120** *Santé et pénibilité en fin de vie active : Une comparaison européenne*
CATHERINE POLLAK
juin 2009
- N° 119** *Expérimenter pour décider ? Le RSA en débat*
BERNARD GOMEL, EVELYNE SERVERIN
juin 2009
- N° 118** *Réformer les aides sociales locales dans le nouveau contexte du RSA*
DENIS ANNE, YANNICK L'HORTY
mai 2009