

Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : un test de discrimination auprès de jeunes qualifiés

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

Cet article propose une mesure expérimentale des effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi de jeunes qualifiés. 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 catégories de population.

Ainsi, la discrimination à l'embauche à l'encontre des jeunes est étudiée en Île-de-France à travers trois effets : réputation du lieu de résidence, sexe et origine (française ou maghrébine). Les données résultent d'un protocole de *testing* : 3 684 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. Pour étudier la discrimination territoriale les candidats fictifs ont été localisés dans trois communes du Val-d'Oise : Enghien-les-Bains, Sarcelles et Villiers-le-Bel.

Dans l'ensemble, une origine maghrébine n'apparaît pas discriminante pour les hommes. Elle est cependant plus pénalisante lorsque les candidats résident à Sarcelles : les hommes et les femmes y ont de plus faibles chances d'accéder à un entretien d'embauche (en CDI pour les hommes et quel que soit le poste pour les femmes).

Une discrimination territoriale affecte exclusivement les femmes. Pour celles-ci, le fait de résider dans une commune défavorisée (Villiers-le-Bel ou Sarcelles) plutôt que dans une commune favorisée (Enghien-les-Bains) réduit la probabilité d'accéder à un entretien d'embauche. De plus les candidates d'origine française qui résident à Villiers-le-Bel sont plus pénalisées que celles qui vivent à Sarcelles. En effet, elles habitent dans une commune qui a connu en 2007 des émeutes urbaines médiatisées, tandis que Sarcelles est également une commune défavorisée, mais moins médiatisée.

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n° 3435), 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° 3435), 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° 3435), avenue Olivier Messiaen 72085 Le Mans cedex 09, loic.du_parquet@univ-lemans.fr

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

Florent SARI, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n° 3435), 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 27^{èmes} Journées de Microéconomie Appliquée à Angers et au Séminaire Fourgeaud de la DGTPE. Nous remercions enfin Pierre Jacoboni et les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques constructives.

Le lieu de résidence peut avoir un effet déterminant sur l'accès à l'emploi. De nombreux travaux ont établi ce constat tout en mettant en évidence une grande variété d'hypothèses explicatives. Selon l'hypothèse de *spatial mismatch* (mauvais appariement spatial), la distance physique aux opportunités d'emplois exerce une influence déterminante sur 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 *et al.*, 2001) et l'efficacité de la recherche d'emploi se détériore à cause des coûts de prospection induits par la distance (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, les incitations à chercher un emploi bien rémunéré peuvent être plus faibles (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 un réseau social qui ne facilite pas 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. Bocard 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, puisqu'il y a, localement, une inadéquation entre les qualifications offertes et celles demandées.

Compte tenu de la pluralité 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 sociodémographique des habitants, qui sous-tendent les effets de voisinage exposés précédemment ou les problèmes de *skill mismatch*. Hellerstein *et al.* (2008) qui étudie 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. À partir de 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 ou des durées de chômage (Bouabdallah *et al.*, 2002 ; Gaschet et Gaussier, 2004 ; Dujardin *et al.*, 2008 ; Duguet *et al.*, 2009 ; Gobillon *et al.*, 2011). Même en contrôlant la structure de la main-d'œuvre au niveau régional, on observe toujours de nettes différences entre les durées de chômage dans 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 *et al.*, 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 trouver 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 le sont pas, 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. Ne pas prendre en compte l'effet de ces caractéristiques et ce problème d'endogénéité risque de biaiser la mesure. 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 défavo-

risée, tenteraient d'accéder aux mêmes emplois, ce qui paraît *a priori* impossible à réaliser.

Une approche expérimentale a été menée dans l'étude récente de Behaghel *et al.* (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 (ZUS). Les chances d'accéder à un entretien d'embauche des candidats présentant ces caractéristiques et dont le CV a été anonymisé sont plus faibles. Les auteurs expliquent ce résultat en suggérant 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 cette 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 Comité pour la mesure et l'évaluation de la diversité et des discriminations, COMEDD, 2010). Ces deux candidatures sont envoyées 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 *et al.*, 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. La mesure est ponctuelle car les données sont collectées sur une durée courte (dans notre cas, deux mois). Elle est localisée car souvent limitée à un bassin d'emploi donné (dans notre cas, la seule région Île-de-France). Enfin, elle est partielle car les résultats ne sont relatifs qu'à quelques professions (dans notre cas, la seule profession de développeurs dans l'informatique) et ne peuvent 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 un ensemble 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 *et al.*, 2009). Cette étude conclut 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 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 prénoms et noms, et la combinaison des deux (prénom à consonance française associé à un nom à consonance maghrébine).

Trois singularités

Cette étude se distingue des travaux antérieurs portant sur la mesure des discriminations par trois caractéristiques. Premièrement, elle se concentre sur le cas de jeunes franciliens ayant des niveaux d'études élevés, de type master 2. Les études antérieures traitant des 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 *et al.*, 2009). Si l'on étudie les inégalités salariales entre les hommes et les femmes, il est plus pertinent d'observer des niveaux de qualification plus élevés car c'est à ces niveaux que les possibilités de carrières et d'accès à des postes de cadres se réduisent pour les femmes. Un résultat similaire est obtenu sur les salariés d'origine étrangère (Aeberhardt et Pouget, 2009). Limiter notre champ d'observation aux titulaires d'un diplôme BAC+5, nous permet d'examiner si la discrimination à l'embauche contribue à expliquer le « plafond de verre » pour l'accès aux postes d'encadrement¹.

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 (*skill mismatch*) ; des problèmes de distance physique aux emplois, compte tenu des infrastructures de transport (*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* (cf. *supra*). 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 prennent en compte 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 cette étude est de mesurer de façon spécifique l'ampleur des discriminations territoriales en se dotant d'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 de ce travail est de permettre de mesurer des formes de discriminations conditionnelles, qui combinent plusieurs dimensions en examinant des effets croisés. On s'intéresse aux liens entre le sexe, le lieu de résidence et l'origine. Par exemple, il ne s'agit pas seulement de mesurer les difficultés relatives que rencontrent les femmes pour accéder à un emploi, mais aussi de mesurer si ces difficultés relatives sont les mêmes selon leur origine et selon la réputation de leur lieu de résidence.

Cette 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'en ayant pas connu ces dernières années (Sarcelles). Ces trois communes sont situées dans le même département (Val-d'Oise) et à des distances équivalentes du cen-

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.

tre de Paris. Dans les deux communes considérées comme défavorisées, plus de 60 % des habitants résident en ZUS et les résidents inscrits à Pôle emploi ont une probabilité de sortie du chômage très inférieure à la moyenne en Île-de-France. Quatre candidats fictifs ont été localisés dans chacune de ces trois villes (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'Île-de-France. On a en effet retenu une profession qualifiée et en tension pour laquelle il est *a priori* plus difficile d'observer des discriminations.

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.

La collecte des données

Les données utilisées dans cette étude 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.

Un simple test d'accès aux entretiens d'embauche

Nous nous sommes limités à un simple test d'accès aux entretiens d'embauche. Aucun candidat n'a été envoyé à ces entretiens. Deux raisons méthodologiques expliquent ce choix. Premièrement, la participation des candidats à des entretiens conduirait à introduire des biais liés à l'appréciation subjective du physique ou de la personnalité des candidats par les recruteurs. Or ces biais inévitables sont inobservables par les chercheurs et de fait incontrôlables, ce qui conduirait 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 ayant effectivement une

chance d'obtenir le poste. Nous supposons ainsi qu'un éventuel comportement discriminatoire de l'employeur ne se manifeste que 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. Ajoutons que les candidatures écrites sont dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données est ainsi 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).

Le 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 Pôle Emploi en 2003 suivis jusqu'en décembre 2006. Le critère de sélection a été de retenir 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. Le choix d'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. Par ailleurs, 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 logiquement moins sélectif.

Des 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 c'est-à-dire en termes de diplômes, de

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)

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 par rapport aux 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 classiques 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 et envoi aux mêmes offres

Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influence systématiquement le choix des entreprises envers un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de l'élaboration 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 douze candidatures envoyées pour 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 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, 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 de 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 deux caractéristiques (le sexe et l'origine), et en considérant trois 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 littérature³.

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 pour une offre d'emploi de cadre dans l'informatique était de 32. Ce chiffre est plus important dans la région Île-de-France, qui est la plus attractive pour l'offre de travail dans cette profession. Parmi un ensemble important de « vraies » candidatures, celles 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.

Caractéristiques individuelles des douze candidats fictifs

Douze CV de jeunes développeurs informatique BAC+5 parfaitement similaires ont été rédigés. 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 de l'année de 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 contiguës). Le choix de ces villes se justifie par les valeurs prises par un certain nombre d'indicateurs statistiques (cf. tableau 1). Plusieurs de ces 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 en compte deux, alors que la commune d'Enghien-les-Bains n'en comporte, quant à elle, aucune) ;
- 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 média-

3. À notre connaissance, le nombre de candidatures par offre le plus élevé est de 8 (Duguet et al., 2011).

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	46 030	15 982
Part de la population de la commune en ZUS ***	0	79,57	61,13
Médiane du revenu fiscal des ménages par UC en 2006 (euros) ****	26 441	11 036	11 575

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 Île-de-France.

Sources : *Estimations Solstice, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi. ; **Recensement de la population 1999 ; ***Observatoire national des ZUS (ONZUS) ; ****Revenu fiscaux des ménages de 2006 (Direction Générale des Impôts).

tisées. 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 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 résider dans une 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 maghrébine).

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

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 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. Enfin ils affichent tous les mêmes compétences informatiques sur leur CV (cf. annexe 1).

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 été quotidiennement 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 (12x307).

Pour chaque offre d'emploi testée, de nombreuses variables peuvent 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 (cf. tableau 2). Elles sont renseignées sur la base des informations disponibles sur l'offre d'emploi et d'appariements avec des fichiers administratifs.

Les résultats du *testing*

Plusieurs méthodes sont mises en œuvre pour interpréter les données obtenues (cf. encadré pour l'ensemble de la méthodologie). Les données que nous employons étant expérimentales, les statistiques descriptives constituent une bonne mesure de la discrimination. Nous comparons donc dans un premier temps les taux de réussite, sur les mêmes offres, de candidatures qui diffèrent uniquement par le sexe, l'origine et le lieu de résidence puis nous examinons si l'impact de ces variables diffère selon les valeurs prises par les autres variables. Plus précisément l'origine peut-être source de discrimination pour les individus vivant dans une certaine commune et pas dans une autre. Afin de déterminer si ces écarts de taux de réussite sont significatifs ou non, nous employons la méthode dite du *bootstrap* par grappe. Des tests additionnels examinent si ces phénomènes de

discrimination varient aussi selon la nature des emplois offerts (cf. annexe 2 pour leurs résultats détaillés). Ces tests permettent de construire des indicateurs de discrimination corrigés de l'incidence de ces caractéristiques des emplois. Enfin, nous proposons des indices de discrimination alternatifs, fondés sur les comptages de postes pour lesquels un type de candidature est préféré à un autre. Les résultats de ces approches s'avèrent dans l'ensemble convergents. Toutefois, il importe auparavant de s'assurer de la qualité de la collecte des données.

La collecte des données apparaît statistiquement satisfaisante

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 (cf. tableau 3). 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 (*i.e.* une invitation à un entretien d'embauche ou une prise de contact avec le candidat). 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.

Étant 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 au moins 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 (cf. graphique I). 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 (cf. graphique II). On constate juste des taux de succès plus faibles pour les deux can-

Tableau 2
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 (cf. permutations) 	Offre d'emplois
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 - Sexe du recruteur 	
Caractéristiques relatives à l'entreprise offrant le poste	<ul style="list-style-type: none"> - Effectif - Appartenance à un groupe - Chiffre d'affaires - 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 	Ratp.fr (réseaux ferrés à une heure de pointe) Mappy.fr (heures de pointe) Matrices du ministère en charge des transports.

MÉTHODES STATISTIQUES ET ÉCONOMÉTRIQUES

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.

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 la 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



Tableau 3
Taux bruts de succès sur les mêmes offres d'emploi

En %

	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'offres (1)	52,1		
1. Pourcentage d'offres pour lesquelles les candidats fictifs du testing ont reçu au moins une réponse favorable.			

Lecture : parmi les candidat(e)s d'origine française, les femmes qui résident à Enghien ont un taux de réponse favorable à leurs candidatures de 22,5 %. Les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages.

Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France (envoi de 3 684 candidatures en réponse à 307 offres d'emploi).

Encadré (suite)

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 :

$$\hat{Vas}(\hat{D}) = \frac{\partial g}{\partial \alpha}(\hat{\alpha}) \hat{Vas}(\hat{\alpha}) \frac{\partial g}{\partial \alpha'}(\hat{\alpha})$$

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

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 :

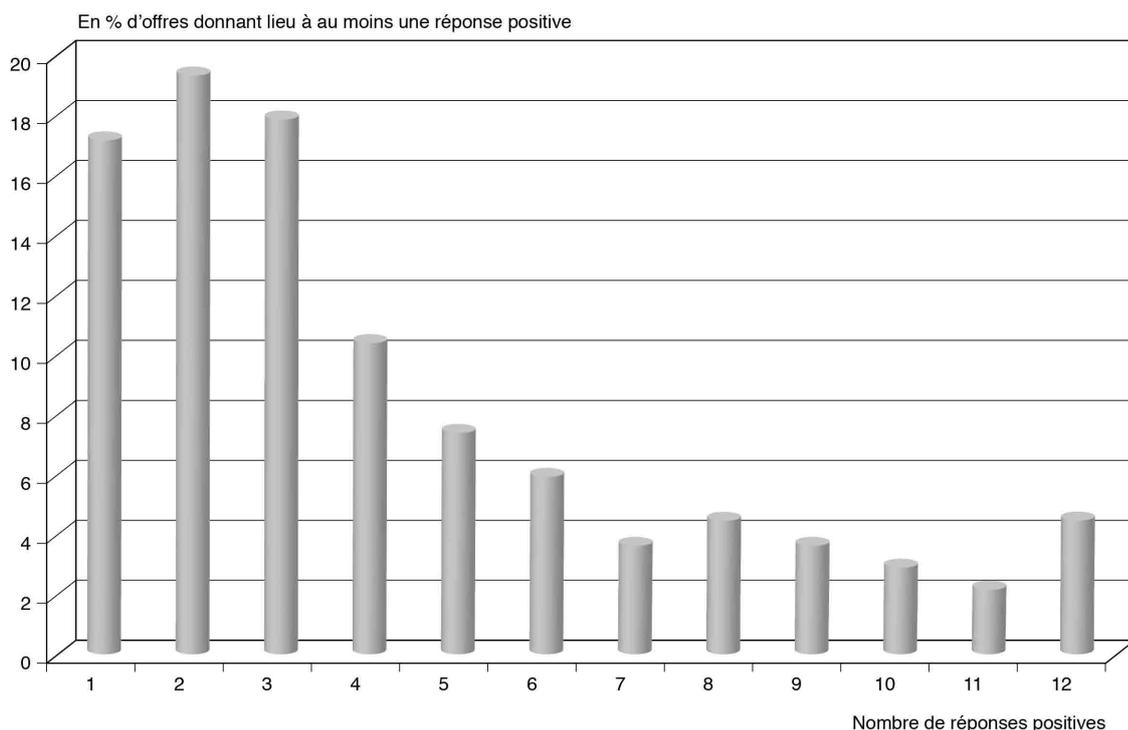
$$p_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2},$$

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 :

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

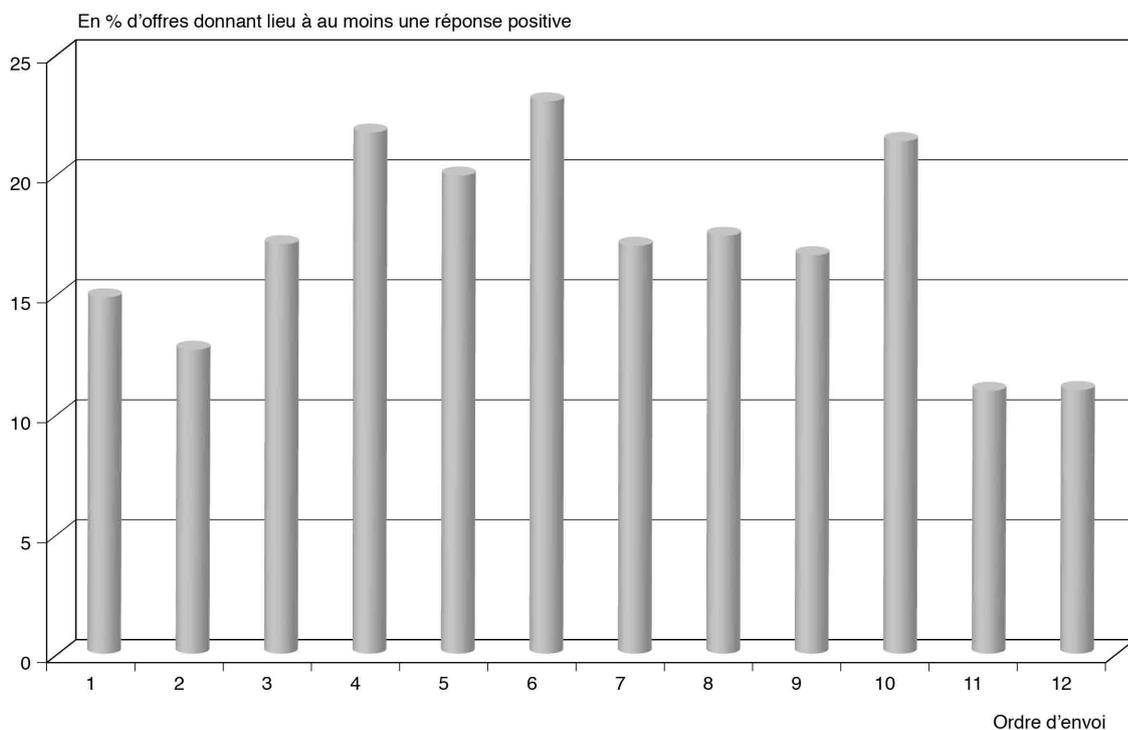
Si la proportion p_1 est supérieure à $\frac{1}{2}$, cela signifie que le groupe 1 est plus souvent préféré au groupe 2 que l'inverse, de sorte qu'il existe une discrimination nette à l'encontre du groupe 2. Pour savoir si l'écart est significatif, on utilise le test binomial classique d'égalité d'une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

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



*Lecture : parmi les offres qui donnent lieu à réponse positive, 19 % correspondent à 2 réponses positives.
 Champ : réponses aux 3 684 candidatures envoyées à 307 offres d'emploi.
 Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France.*

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



*Lecture : les lettres de candidature envoyées en premier ont près de 15 % de chance d'avoir une réponse positive.
 Champ : réponses aux 3 684 candidatures envoyées à 307 offres d'emploi.
 Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France.*

didatures envoyées en premier et pour les deux candidats ayant postulé en dernier. 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 excessif pour le type d'emploi que nous considérons dans cette étude (informatique de niveau Bac+5).

Analyse des taux de succès selon le profil des candidats

Les chances d'être convié à un entretien d'embauche sont parfois très différentes selon le profil du candidat (cf. tableau 3). Parmi les candidat(e)s d'origine française, les plus forts taux d'invitation aux entretiens d'embauche concernent les hommes résidant à Sarcelles et les femmes résidant à Enghien ou à Sarcelles (respectivement 19,9 %, 22,5 % et 22,1 %). À l'inverse, les hommes qui résident à Enghien ou à Villiers-le-Bel ont des taux de réussite plus faibles (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 ont 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 %).

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. On a constaté *supra* qu'une origine française augmentait les chances de succès pour tous les profils, à l'exception des hommes résidant à Enghien (cf. tableau 3). On observe désormais qu'aucun de ces écarts n'est statistiquement significatif : aucune discrimination significative n'apparaît pour les hommes (cf. tableau 4). 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.

Globalement, l'origine maghrébine n'est donc pas systématiquement discriminante pour les hommes. Des différences apparaissent toutefois dans les estimations contrôlant l'impact des caractéristiques des emplois, par exemple 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 estimations supplémentaires (cf. annexe 2, tableau A) : 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 salariés⁴.

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 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). Les discriminations se font donc parfois à l'encontre des femmes et parfois en leur faveur.

... et aussi en fonction du lieu de résidence

Nous examinons l'effet du lieu de résidence sur les mêmes offres d'emploi, en considérant tout d'abord la situation d'Enghien comme

4. 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.

référence. Les effets du lieu de résidence s'avèrent significatifs, mais uniquement pour les femmes. Plus précisément, trois effets sont 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.

Enfin, en comparant 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 en pâtissent. Ainsi les chances d'être invitée 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 jusqu'ici permet de contrôler les caractéristiques des candidat(e)s

Tableau 4
Différences de taux de succès sur les mêmes offres

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Écart (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

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).

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 %.

Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France (envoi de 3 684 candidatures en réponse à 307 offres d'emploi).

mais pas celles des entreprises ou des offres d'emploi. Des estimations supplémentaires ont donc été menées afin de purger les résultats précédents des caractéristiques des entreprises et des offres (cf. encadré) et de calculer des coefficients de discriminations corrigés (cf. tableau 5). 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 %.

Enfin, nous avons utilisé une troisième méthode de mesure de la discrimination : le test bino-

mial de traitement égalitaire (cf. encadré). 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

Tableau 5
Coefficients de discrimination corrigés

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

Lecture : 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 4. * Significatif à 10 % ; ** : Significatif à 5 %.

Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France (envoi de 3 684 candidatures en réponse à 307 offres d'emploi).

seulement). Les résultats s'avèrent qualitative-
ment identiques à ceux des deux méthodes pré-
cédentes (cf. tableau 6).

* *
*

En conclusion, nous trouvons trois résultats prin-
cipaux. Premièrement, être un homme d'origine
maghrébine ne semble pas être systématique-
ment discriminant pour accéder aux entretiens
d'embauche d'une profession en tension, quelle
que soit la commune de résidence. Toutefois, il
apparaît que les hommes d'origine maghrébine

Tableau 6
Test binomial de discrimination

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	1 ^{er} groupe préféré (N1)	2 ^e groupe préféré (N2)	P1 = N1/ (N1 + N2)	Hypothèse nulle : P1 = 1/2		
				Probabilités critiques Alternatives		
				P1 < 1/2	P1 > 1/2	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 défavori- sée 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

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 0,5 au seuil de 5 %, de sorte qu'il existe une discrimination à l'encontre des femmes d'origine maghrébine résidant à Sarcelles. L'analyse est restreinte aux offres d'emploi pour lesquelles les candidat(e)s des groupes comparés ont obtenus des réponses différentes (1^{er}(e) accepté(e) et 2^e rejeté(e) ou l'inverse). Test binomial exact de traitement égalitaire. * Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 %.
Source : testing mené entre mi-décembre 2008 et fin janvier 2009 en Île-de-France (envoi de 3 684 candidatures en réponse à 307 offres d'emploi).

qui résident à Sarcelles ont des chances plus faibles que ceux d'origine française d'accéder à un entretien d'embauche pour un poste en contrat à durée indéterminée. L'origine ressort également comme un déterminant de l'accès aux entretiens d'embauche, pour les femmes résidant à Sarcelles. Deuxièmement, le sexe des candidats semble exercer un effet distinct sur les chances de succès des candidats d'origine maghrébine résidant à Sarcelles d'une part, et sur celles des candidats d'origine française résidant à Enghien-les-Bains d'autre part. Les femmes seraient pénalisées dans le premier cas et, au contraire, favorisées par rapport aux hommes dans le second cas. Troisièmement, nous observons 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) réduirait la probabilité d'une candidate d'être invitée à un entretien d'embauche. Ainsi, le fait de résider à Villiers-le-Bel paraît constituer un handicap plus important : les résultats tendent à montrer que 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 moins médiatisée.

Dans l'ensemble, 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*, 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'Économie 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*, n° 40.1, Dares.
- 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. (2011)**, « The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 26, n° 7, pp. 1079-1112.
- 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.

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 ENGHIEEN 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

DÉVELOPPEUR-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.

ESTIMATIONS DE LA DISCRIMINATION CONDITIONNELLE

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

Commune	Femmes						Hommes					
	Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel		Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel	
	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student
1 ^{ère} 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
2 ^e 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								
Âge de l'entreprise									0,02	2,44		
CDI									0,57	2,21		
Emploi en ZUS			- 0,46	1,83					0,02	2,07	- 0,03	2,71
Part de ménages impossibles (en %)												

Lecture : 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 impossibles), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation).

Tableau B

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

Variables	Origine française						Origine maghrébine					
	Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel		Enghien		Sarcelles		Villiers-le-Bel	
	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student
1 ^{er} 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
2 ^e 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		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 %												
Âge 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
Part de ménages imposables (en %)		4,10E-03										

Lecture : 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).

Tableau C

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

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre								
Variables	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
1 ^{ère} constante	- 1,46	12,99	- 1,50	12,85	-- 1,72	13,24	- 1,53	13,23
2 ^e 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 et 50 %					- 0,87	1,80		
Âge 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				

Lecture : 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.

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

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre								
Variables	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
1 ^{ère} constante	- 1,80	13,28	- 1,50	13,62	- 1,44	13,23	- 1,46	13,53
2 ^e 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		
Âge 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		

Lecture : 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.

Tableau E

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

Origine	Française				Maghrébine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre								
Variables	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
1 ^{ère} constante	- 1,53	13,41	- 1,49	13,30	- 1,67	13,09	- 1,50	13,36
2 ^e 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			0,72	2,74
RER							0,68	2,10
Train								

Lecture : 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.

