



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

**Les jeunes français issus de l'immigration font-ils l'objet
d'une discrimination à l'embauche ? Une évaluation
expérimentale sur la région Ile de France**

Emmanuel DUGUET, Noam LEANDRI, Yannick L'HORTY & Pascale PETIT

07 – 09

Les jeunes français issus de l'immigration font-ils l'objet d'une discrimination à l'embauche ? Une évaluation expérimentale sur la région Ile de France*

Emmanuel Duguet¹, Noam Leandri, Yannick L'Horty¹, Pascale Petit²

Résumé

Cette étude exploite les résultats d'un test de situation, ou testing, permettant d'évaluer les discriminations potentielles lors de l'accès à l'emploi des jeunes de banlieue d'Ile-de-France. On mesure de façon simultanée les effets de la commune de résidence (favorisée ou non), de la nationalité (française ou marocaine), ainsi que de la consonance du nom de famille et du prénom, sur les chances d'obtenir un entretien d'embauche en réponse à une offre d'emploi. Nous nous appuyons sur une expérience contrôlée réalisée sur la profession de comptable. Nous avons construit 16 profils de demandeurs d'emploi et envoyé 1097 CV en réponse 139 offres d'emploi disponibles fin 2006.

Classement JEL : C81, C93, J15, J71.

* Ce travail de recherche a été réalisé avec le soutien du Centre d'Analyse Stratégique, dans le cadre d'un appel à projet de recherche lancé en juillet 2006. Il a bénéficié du suivi et des remarques de Gwénaële Calvès et des membres du groupe de pilotage du CAS. Nous remercions les participants au séminaire de l'EPEE pour leurs commentaires.

¹ EPEE – Université d'Evry Val d'Essonne – 4 boulevard François Mitterrand – 91025 EVRY Cedex et Centre d'Etudes de l'Emploi.

² EPEE – Université d'Evry Val d'Essonne – 4 boulevard François Mitterrand – 91025 EVRY Cedex et DARES.

Introduction

Il existe un net contraste entre la place grandissante occupée par le thème des discriminations dans les débats publics et le très faible nombre de travaux scientifiques qui se proposent d'évaluer de façon rigoureuse l'ampleur du phénomène. Le simple constat d'une inégale répartition des emplois entre différents groupes d'individus peut révéler des inégalités mais il ne démontre pas la présence d'une discrimination dans l'accès à l'emploi. D'autres facteurs peuvent induire une répartition inégale des emplois, tels des différences de caractéristiques productives (qualifications, expérience, etc.) ou encore, une auto-sélection des candidats à l'emploi (des candidats potentiels peuvent renoncer à se présenter sur un poste, soit parce que leurs préférences les conduisent à ce choix soit parce qu'ils anticipent l'existence d'une discrimination à l'embauche, à tort ou à raison). Selon Heckman (1998), une situation de discrimination sur le marché du travail apparaît lorsqu'une entreprise ne réserve pas les mêmes attributs (niveau des salaires, accès à l'emploi, à la formation, aux promotions, etc.) à deux travailleurs pourvus de caractéristiques productives *parfaitement* identiques et de caractéristiques non productives différentes. Cain (1986) distingue deux fondements à la discrimination sur le marché du travail. Le premier, initié par Becker (1957), est lié à une aversion de certains employeurs envers certains groupes sociodémographiques. Leurs préférences les conduisent à minimiser tout contact avec ces derniers, même si ces travailleurs ont une productivité identique à celle des autres groupes sociodémographiques. Le second fondement, mis en évidence par Arrow (1972), McCall (1972) et Phelps (1972), part du constat que l'employeur évalue imparfaitement la productivité d'un candidat lors de l'embauche. Le recruteur se fonde alors en partie sur une évaluation directe du candidat (diplômes, expérience professionnelle, réussite aux tests d'embauche) mais également sur des croyances relatives à la moyenne et à la dispersion de la productivité du groupe sociodémographique auquel le candidat appartient. Une situation de discrimination statistique apparaît lorsque deux candidats pourvus des mêmes caractéristiques observables reçoivent un traitement différencié parce que la moyenne et/ou la dispersion de la productivité dans leur groupe démographique est différente. De surcroît, l'existence d'une discrimination, réelle ou supposée, peut conduire des groupes sociodémographiques potentiellement discriminés à réduire leur investissement en capital humain ou à fournir un effort plus faible dans la recherche d'emploi, de sorte qu'*ex post* leurs performances sur le marché du travail deviennent effectivement plus faibles.

Au delà de ces questions théoriques qui soulignent la difficulté qu'il y a à identifier la discrimination, la mise en œuvre concrète d'une mesure se heurte à un problème d'accès à des données pertinentes. Les données disponibles habituellement ne permettent pas de mesurer de manière satisfaisante la discrimination à l'embauche. Elles ne portent par définition que sur les individus qui travaillent, et non sur les individus qui ont postulé sur les mêmes postes sans avoir été retenus. De plus, elles sont sujettes à un problème d'auto-sélection. De ce fait, les données disponibles ne sont pas représentatives de la situation dans laquelle tous les individus postuleraient aux offres pertinentes pour eux. En outre, on ne peut pas se fonder sur les réponses directes des salariés car ils n'ont pas accès aux informations sur les candidatures de leurs concurrents, et ne peuvent donc pas savoir s'ils ont été victimes de discrimination ou non. On ne peut pas se fonder non plus sur les déclarations des employeurs parce que la discrimination à l'embauche est illégale, ce qui les incite à nier son existence. Enfin, deux candidatures ne sont jamais *parfaitement* identiques et la décision d'embauche dépend de l'importance relative que l'employeur attribue à chaque caractéristique productive ou non du candidat.

Tous ces éléments plaident pour collecter des données à l'aide d'une expérience contrôlée (Petit (2003)). La bonne méthode consiste à inventer de toutes pièces deux candidatures similaires, à l'exception d'une seule caractéristique *a priori* non productive (telle que l'origine). Les deux candidatures sont alors envoyées en réponses aux mêmes offres d'emploi, dans les mêmes entreprises. Cette technique de collecte des données est un test d'accès aux entretiens d'embauche (« *correspondence testing* ») ; elle consiste à comparer l'accès des deux candidats aux entretiens d'embauche. Dans un second temps, dans le cas où les candidatures sont retenues par les employeurs, les responsables de l'étude peuvent choisir d'envoyer de faux candidats aux entretiens. Dans ce cas, ils réalisent une étude d'audit par couples (« *pair audit study* ») pour comparer l'accès à l'emploi des deux candidats. Les méthodes de *testing* fournissent donc une mesure de la discrimination à

l'embauche puisqu'elles permettent de comparer les taux de réussite de candidats appartenant aux deux groupes démographiques, *toutes choses égales par ailleurs*.

Survol de littérature économique

Dans la littérature économique, trois études portant sur la discrimination à l'embauche à l'encontre des candidats d'origine étrangère font référence. La première, conduite par Riach et Rich (1991) en Australie, compare l'accès à l'emploi des minorités grecques et vietnamiennes, relativement à un groupe de référence composé d'autochtones. Un test d'accès aux entretiens d'embauche a été réalisé sur la période 1983-1988. Trois types d'emplois entrent dans le cadre de cette étude: les postes d'employés, de vendeurs et de secrétaires. Les résultats mettent en évidence une discrimination à l'embauche significative à l'encontre des grecs et des vietnamiens dans les trois activités ; toutefois, les grecs subissent une discrimination à l'embauche moins importante que les vietnamiens.

La deuxième étude, conduite par Kenney et Wissoker (1994) aux Etats-Unis compare l'accès à l'emploi des jeunes hommes d'origine hispanique et anglo-saxonne. Les auteurs ont utilisé la méthode de l'audit par couples. Ils ont donc réalisé un test d'accès aux entretiens d'embauche, puis ils ont envoyé des candidats aux entretiens lorsqu'ils y avaient été conviés par l'employeur. Cette étude s'intéresse à l'ensemble des postes à faibles qualifications. Les résultats obtenus mettent en exergue une discrimination significative à l'encontre des candidats hispaniques pour l'obtention d'un entretien d'embauche. Cette conclusion apparaît toutefois moins robuste pour l'obtention d'un emploi conditionnellement au passage en entretien des deux candidats du couple. Ces résultats suggèrent donc que la discrimination se situe surtout au niveau de l'accès aux entretiens. L'aversion simultanée des consommateurs et des employeurs pour la minorité hispanique semble expliquer son plus faible accès à l'emploi. D'une part, la discrimination est plus élevée lorsque les emplois supposent un contact avec la clientèle et lorsque le voisinage de l'entreprise comporte une forte proportion d'anglo-saxons et d'individus aisés. D'autre part, la discrimination est plus élevée lorsque le recruteur est un homme et lorsque l'activité de l'entreprise a seulement une portée locale ; dans ce cas, les pratiques d'embauche des entreprises sont moins contrôlées par les autorités fédérales. Elles sont alors moins enclines à respecter les directives antidiscriminatoires de l'*Affirmative Action*.

La troisième étude, réalisée par Bertrand et Mullainathan (2004), compare l'accès aux entretiens d'embauche de jeunes candidats blancs et noirs pour des emplois administratifs ou commerciaux. L'origine ethnique des candidats est signalée sur la candidature par un prénom et un nom à forte consonance anglo-saxonne ou afro-américaine. Leurs résultats mettent en évidence une importante discrimination à l'encontre des candidats noirs, d'une ampleur comparable sur les deux types d'emplois. Par ailleurs, une candidature de qualité plus élevée bénéficie davantage au candidat blanc. En revanche, résider dans un quartier favorisé accroît les probabilités de succès des candidats noirs et blancs dans des proportions comparables.

Les limites du testing

La méthode du *testing* connaît toutefois certaines limites qu'il importe de souligner. Une première limite, mise en évidence par Heckman (1998), tient au fait que les chercheurs qui réalisent des *testing* prétendent souvent mettre en évidence la discrimination fondée sur l'aversion, alors qu'elles ne sont pas en mesure de l'isoler de la discrimination statistique. La productivité d'un salarié n'est pas parfaitement observable au stade du recrutement : elle admet une composante observable (liée à ses diplômes, son expérience, etc.) et une autre composante inobservable. Dans un *testing*, les couples de candidats sont appariés en fonction des caractéristiques observables ; les chercheurs qui conduisent le *testing* considèrent implicitement que l'effet des caractéristiques inobservables est en moyenne nul sur l'ensemble des entreprises faisant l'objet de l'expérience. Selon Heckman (1998), cette hypothèse peut conduire à une évaluation erronée de la discrimination à l'embauche. Il montre qu'un *testing* fournit une mesure correcte de la discrimination liée à l'aversion si la moyenne et la variance de la composante inobservable de la productivité des travailleurs sont identiques dans les deux groupes

démographiques. Or, *a priori*, rien n'indique que cette hypothèse soit valide. Si tel n'est pas le cas, un *testing* fournit une évaluation biaisée de la discrimination liée à l'aversion. Supposons que la composante inobservable de la productivité soit de moyenne identique dans deux groupes démographiques (A et B, le groupe B étant le groupe potentiellement discriminé), mais de variance différente. Le groupe A au sein duquel la variance est la plus élevée est le plus hétérogène : il comprend des individus ayant une productivité inobservable très élevée et des individus ayant une productivité inobservable très faible. Le groupe B, plus homogène, est composé d'individus ayant une productivité inobservable proche de la moyenne. Dans ce cas, si les candidats des groupes A et B postulent à des emplois peu qualifiés, les employeurs favoriseront les seconds ; en effet, la probabilité de sélectionner un candidat capable d'occuper ce type de poste est plus élevée dans le groupe B. Dans ce cas, un *testing* sous-estimera l'ampleur de la discrimination liée à l'aversion pour le groupe B. En revanche, si les candidats des groupes A et B postulent à des emplois fortement qualifiés, les recruteurs favoriseront les premiers car seul le groupe A comprend un certain nombre d'individus pourvus d'une productivité très élevée. Dans ce cas, un *testing* surestimera l'ampleur de la discrimination liée à l'aversion pour le groupe B. La validité des conclusions d'un *testing* repose donc en partie sur la perception qu'ont les recruteurs de la variance comparée de la composante inobservée de la productivité au sein des deux groupes démographiques. Un accès à l'emploi différencié de deux groupes démographiques traduit donc une discrimination et/ou une productivité espérée différente, que la méthode du *testing* ne permet pas de distinguer.

Une seconde limite tient à la généralisation des résultats d'un *testing*. Les données recueillies sont des données expérimentales. Elles indiquent de façon fiable l'ampleur de la discrimination à l'embauche à un moment donné du temps, dans le champ couvert par l'expérience, mais elles ne peuvent en aucun cas fournir un indicateur de l'état des discriminations sur l'ensemble du marché du travail (De Schutter (2001)).

Apports de cette étude

Les études antérieures sur la discrimination à l'encontre des jeunes français issus de l'immigration portent essentiellement sur la discrimination salariale (Bouhadi et Giret, 2005 ; Aeberhart et Pouget, 2006). Les auteurs concluent que la quasi-totalité de la discrimination ne provient pas de rémunérations différentes à caractéristiques productives identiques mais de problèmes d'accès à l'emploi ou, plus généralement, d'accès aux postes les plus rémunérateurs. Toutefois, les données utilisées dans ces études ne mesurent qu'imparfaitement l'accès à l'emploi. Il était donc nécessaire de réaliser un *testing* pour voir si l'accès à l'emploi constitue bien le problème principal de discrimination à l'encontre des jeunes français issus de l'immigration.

L'objet de ce papier est de présenter les résultats d'un test d'accès aux entretiens d'embauche des jeunes d'Ile-de-France. Ce *testing* vise à rendre compte de l'ampleur et des déterminants de la discrimination à l'embauche à l'encontre des jeunes d'origine étrangère.

De part sa construction, ce *testing* cherche à prendre en compte les limites précédemment évoquées. Premièrement, la discrimination liée à l'origine peut renvoyer à différents aspects, tels que la nationalité, la consonance du prénom et du nom patronymique, le lieu de résidence, qu'il convient d'isoler. Il est notamment possible, comme le suggère Heckman (1998), que l'écart d'accès à l'emploi en défaveur des jeunes issus de l'immigration résulte d'un signal négatif qu'ils véhiculent quant à l'environnement dans lequel ils évoluent. Pour prendre en compte ces aspects, quatre types de candidatures ont été construits : un premier candidat est de nationalité marocaine et porte un prénom et un nom à consonance marocaine ; un deuxième candidat est de nationalité française et porte un prénom et un nom à consonance marocaine ; un troisième candidat est de nationalité française et porte un prénom de consonance française et un nom à consonance marocaine ; un quatrième candidat est de nationalité française et porte un prénom et un nom à consonance française. Les autres caractéristiques de ces candidats sont similaires. Chacun de ces quatre candidats s'est vu attribuer un lieu de résidence dans une localité « favorisée » ou une localité « défavorisée » d'Ile de France. Au total, huit types de

candidatures ont donc été construits pour être envoyés en réponse aux mêmes offres d'emplois, dans les mêmes entreprises.

Deuxièmement, la discrimination liée à l'origine peut varier selon le profil de la candidature. Le *testing* porte donc sur des emplois faiblement qualifiés ou des emplois qualifiés dans la comptabilité

Trois singularités de cette étude peuvent donc être mises en avant. La première réside dans le champ qui est exploré : les discriminations à l'embauche des primo-actifs de l'agglomération parisienne. La seconde singularité réside dans la pluralité des facteurs de discrimination que nous analysons de façon simultanée : nationalité, patronyme, prénom, lieu de résidence. La méthodologie que nous utilisons permet d'évaluer de façon fine dans quelle mesure ces différents facteurs de discrimination se combinent et se cumulent effectivement. La troisième particularité réside dans la réalisation d'un protocole rigoureux de collecte des observations et la mobilisation de techniques économétriques qui permettent de tester la fiabilité de nos résultats.

L'article se compose de deux sections. La première section décrit le protocole de construction des candidatures et de collecte des données. La présentation du protocole suivi est particulièrement importante puisqu'il conditionne les résultats obtenus. La seconde section présente les résultats des exploitations économétriques des observations.

Collecte des données

Le test a consisté dans l'envoi d'un grand nombre de CV factices, en réponse à un échantillon d'offres d'emploi disponibles fin 2006 pour une profession, les comptables. L'objectif est de tester de façon simultanée les effets de la commune de résidence (favorisée ou non), de la nationalité, de l'origine du nom de famille et du prénom (française ou marocaine). Dans cette section, nous décrivons la manière dont ont été constituées les données.

Nature de l'expérience

Huit faux candidats par offre d'emploi

Nous avons testé trois types de variables individuelles indiquant l'origine française ou étrangère : la nationalité française ou marocaine du candidat, la consonance française ou marocaine de son nom patronymique et la consonance française ou marocaine de son prénom (tableau 1). Ces trois caractéristiques sont les seuls éléments qui différencient les candidatures avec le type de localité (favorisée ou non). Ils permettent de construire quatre profils de référence (tableau 1) localisés dans une banlieue réputée défavorisée ou une banlieue réputée favorisée. Au total, nous avons donc constitué 8 types de candidatures.

Le choix de la nationalité marocaine est guidé par le fait que plusieurs études montrent que ce sont les immigrés et enfants d'immigrés d'origine maghrébine qui connaissent les plus grandes difficultés à accéder à l'emploi (Richard J.-L. (2006) ; Silberman R. et I. Fournier (2006)).

Tableau 1 : quatre types de candidature

Candidature	Nationalité	Nom	Prénom
MMM	Marocaine	Consonance marocaine	Consonance marocaine
FMM	Française	Consonance marocaine	Consonance marocaine
FMF	Française	Consonance marocaine	Consonance française
FFF	Française	Consonance française	Consonance française

Ces quatre types de candidatures nous permettent de constituer trois couples de candidats. Au sein de chacun de ces couples, les deux candidats sont similaires (même sexe, même âge, même expérience, même qualification, résidence dans des villes socio-économiquement comparables, etc.). Une seule caractéristique les distingue et celle-ci est sans effet *a priori* sur la productivité.

Le premier couple se distingue par la nationalité des candidats (MMM et FMM). L'un est de nationalité marocaine, l'autre est de nationalité française. Tous les deux portent des prénoms et des noms à consonance marocaine. Comme ces deux candidats partagent par ailleurs les mêmes caractéristiques, tout écart d'accès aux entretiens d'embauche entre ces deux candidats peut s'interpréter comme une discrimination liée à la nationalité.

Un deuxième couple se distingue par la consonance du prénom des candidats (FMM et FMF). Les deux candidats sont de nationalité française et portent un nom à consonance marocaine. La seule différence entre ces deux candidatures tient au fait que l'un des candidats a un prénom à consonance marocaine alors que l'autre a un prénom à consonance française. Un écart d'accès aux entretiens d'embauche entre ces deux candidats rend compte de l'influence d'un prénom étranger sur la discrimination.

Un troisième couple se distingue par la consonance du nom patronymique des candidats (FMF et FFF). Les deux candidats sont de nationalité française et portent un prénom à consonance française. Toutefois, l'un a un nom à consonance marocaine alors que l'autre a un nom à consonance française. Un écart d'accès aux entretiens d'embauche entre ces deux candidats peut s'interpréter comme une discrimination liée à un nom à consonance étrangère.

Les profils professionnels

Nous évaluons la discrimination à l'embauche sur des postes peu qualifiés et des postes qualifiés dans les métiers de la comptabilité. Les salariés qui travaillent dans la comptabilité ont un contact restreint avec la clientèle ce qui devrait minorer les discriminations à l'embauche liées aux préférences réelles ou supposées de la clientèle. Ce secteur présente l'avantage d'une quantité importante d'offres d'emplois proposées par mois pour atteindre un échantillon suffisamment représentatif.

Les emplois peu qualifiés correspondent à des postes de secrétaire comptable, d'aide ou d'assistant comptable et d'employé administratif. Le niveau de qualification requis pour ce type d'emploi est un baccalauréat professionnel « Comptabilité ». Les emplois qualifiés nécessitent, quant à eux, un brevet de technicien supérieur (BTS) « Comptabilité et gestion des organisations ». Ce niveau de qualification permet d'accéder à des emplois de comptable unique, de comptable fournisseurs, de gestionnaire administratif ou d'assistant de gestion.

Construction des candidatures

Pour chacune des deux qualifications, huit candidatures ont été construites. Elles sont parfaitement similaires, sans toutefois être identiques pour limiter le risque de détection par les recruteurs. En effet, les huit candidatures sont appelées à être envoyées simultanément aux mêmes employeurs, en réponse aux mêmes offres d'emploi.

Les huit candidats sont de sexe masculin et ont le même âge (20 ans pour les titulaires d'un baccalauréat et 22 ans pour les titulaires d'un BTS). Les huit CV sont par ailleurs identiques en terme de qualification et d'expérience. Les huit candidats ont les mêmes diplômes, obtenus en juin 2005. Les candidats ont des connaissances dans les mêmes logiciels informatiques de bureautique et de comptabilité. Tous sont mobiles (véhiculés) et titulaires du permis de conduire. Leur expérience est d'une durée comparable (environ une année). Ils n'affichent aucune période de chômage : ils occupent actuellement un emploi similaire à celui auquel ils postulent. Ils ont occupé les mêmes types postes lors de stages en cours d'étude et depuis leur insertion dans l'emploi au deuxième semestre 2006. Les tâches qu'ils effectuaient dans le cadre de leurs précédents postes sont similaires et décrites en détail dans les CV.

Les différences apparaissant entre ces huit candidatures sont les suivantes. La police d'écriture, la taille de la police et la mise en page des CV et des lettres de motivation sont distinctes, tout en demeurant standards. Les candidats ont travaillé dans des entreprises différentes, localisées dans des arrondissements de Paris différents. Ils ont travaillé dans des secteurs différents de l'industrie et des services. Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standards et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Des numéros de téléphone portable et des adresses électroniques ont également été attribués aux huit candidats.

La nationalité marocaine des candidats de type MMM apparaît explicitement sur leur CV. Toutefois, comme l'usage l'impose, les candidats de nationalité française (de type FMM, FMF et FFF) n'indiquent pas de nationalité ; celle-ci est donc suggérée. Il est possible que les candidats de type FMM envoient le signal d'une nationalité marocaine. La comparaison des résultats obtenus par les candidatures de types MMM et FMM permet d'examiner si la nationalité marocaine affichée explicitement ou suggérée induit un accès différent aux entretiens d'embauche.

Les huit candidats de chacune des quatre qualifications portent des prénoms et des noms différents qui affichent sans ambiguïté une consonance française ou marocaine. Ils sont reproduits dans le tableau 2.

Tableau 2 : Identité des candidats

	MMM et FMM	FMF	FFF
Emplois peu qualifiés dans la comptabilité	DJAZOULI Medhi KHALIS Ahmed BENBALIT Rachid ZIDAT Mourad	LAISSAOUI Vincent EL MEZOUAGHI Eric	MEUNIER Clément RIVIERE Benoît
Emplois qualifiés dans la comptabilité	CHARBIT Selim BENZAKRI Youcef MOKRAOUI Yassine CHAJARA Hicham	ABDALLI Stéphane SAHRAOUI Philippe	DUPONT Guillaume LECLERC Pascal

Les huit candidats de chaque qualification habitent en Ile de France. Leur lieu de résidence apparaît dans leur CV. Quatre d'entre eux, de types MMM, FMF et FFF, sont localisés dans des villes réputées

« favorisées » ; les quatre autres, également de types MMM, FMF et FFF, sont localisés dans des villes réputées « défavorisées »³. Les lieux de résidence des candidats sont reproduits dans le tableau 3.

Tableau 3 : Lieux de résidence des candidats

Localités « défavorisées »	Localités « non défavorisées »
Epinay sur Seine (93)	La Varenne Saint-Hilaire (94)
Bobigny (93)	Nogent sur Marne (94)
Stains (93)	Champigny sur Marne (94)
Bondy (93)	Le Perreux sur Marne (94)
Gagny (93)	Fontenay sous Bois (94)
Grigny (91)	Bagneux (92)

Note : Plusieurs candidats peuvent être localisés dans la même ville.

Déroulement de l'expérience

Choix d'un simple test d'accès aux entretiens d'embauche

Nous avons choisi de ne pas envoyer de candidat aux entretiens d'embauche, même lorsque les candidatures ont été retenues par les recruteurs. Nous sommes donc seulement en mesure de comparer l'accès des candidats aux entretiens d'embauche. Cette restriction méthodologique présente deux avantages (Riach et Rich (1991)). Premièrement, nous sommes en mesure de contrôler parfaitement le déroulement de l'étude. Ainsi, nous nous assurons que toutes les caractéristiques des candidats autres que leur nationalité, la consonance de leur prénom et de leur nom et la localisation de leur lieu de résidence demeurent semblables. Plus précisément, nos résultats sont dépourvus de biais liés à l'apparence physique et à la personnalité des candidats, puisque d'une part, les candidatures ne contiennent pas de photographie et que d'autre part, les recruteurs ne rencontrent pas les candidats.

Deuxièmement, la procédure de collecte des données est allégée, de sorte qu'en un temps donné, nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente. Au total, 1097 candidatures ont été envoyées sur une période de deux mois.

L'accès aux entretiens d'embauche ne fournit, en première analyse, qu'une approximation de l'accès à l'emploi mais l'organisation d'entretiens est coûteuse pour les entreprises, ce qui les incite à n'y inviter que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Qui plus est, le fait de refuser un candidat en entretien signifie que l'employeur potentiel ne veut même pas envisager son recrutement.

Envoi des candidatures

En France, l'ANPE (Agence Nationale pour l'Emploi) centralise la plupart des offres relatives à des postes d'employés dans le secteur des services. Nous avons donc régulièrement consulté des offres d'emploi diffusées et quotidiennement actualisées par l'Agence. Pour obtenir un échantillon représentatif d'autres sources d'offres d'emploi, nous avons également eu recours aux bases de données des sites Internet spécialisés dans les offres d'emploi (monster.fr ; jobtel.com, joob.fr) et à la presse spécialisée (*Le marché du Travail*). Aucune candidature spontanée n'a été envoyée. Les candidatures parvenaient aux recruteurs quelques jours après la parution des offres.

³ Au moins une zone urbaine sensible (ZUS) y est localisée d'après le décret n°96-1156 du 26/12/1996 (Atlas des ZUS <http://i.ville.gouv.fr>).

Les candidatures ont été envoyées entre début octobre et fin novembre 2006, en réponse aux offres d'emploi correspondant à l'un des quatre profils. La taille et la composition de l'échantillon constitué sont présentées dans le tableau 5.

Les huit candidatures à un même emploi ont été postées simultanément, pour s'assurer qu'elles arriveraient le même jour à destination. Par ailleurs, elles ont été envoyées de bureaux de Poste parisiens différents pour limiter le risque de détection de l'étude. Pour les candidatures par courrier électronique, les envois étaient effectués le même jour avec quelques minutes de battement entre chaque envoi pour limiter le risque de détection.

Nous avons répondu à toutes les offres d'emploi en adéquation avec les diplômes et l'expérience des candidats qui répondaient aux critères suivants :

- Emploi à temps complet,
- Contrat à durée déterminée ou indéterminée (ce qui exclut le travail intérimaire),
- Postes localisés dans toute l'Ile de France pour les emplois dans la comptabilité et dans Paris intra-muros pour les emplois dans la restauration (à l'exception de grands hôtels autour de Paris (La Défense, Roissy CDG)).

En outre, pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influencent 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 rotation des CV. Les supports ont été alternés entre les candidats de chaque type vivant dans des banlieues favorisées ou défavorisées. Enfin, divers types d'enveloppes et de timbres ont été utilisés afin d'éviter la détection de l'enquête.

Traitement des réponses des recruteurs

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 qualifications⁴. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas.

Résultats des tests

Ecarts moyens des taux de réussite sur toutes les offres : une présomption de discrimination

Le tableau 4 présente les taux de réussite des candidats selon leurs principales caractéristiques. Globalement, seules 3% des candidatures ont débouché sur une invitation à un entretien d'embauche, ce qui témoigne des difficultés à sortir du chômage pour les demandeurs d'emploi en France. Les comptables et plus généralement les techniciens des services administratifs sont confrontés à un marché du travail peu tendu avec une durée moyenne de recherche d'emploi plus élevée, surtout en région parisienne.

Le taux moyen de réussite cache cependant des disparités entre les candidats. Les candidats les plus qualifiés ont deux fois plus de chances en moyenne d'obtenir un entretien d'embauche. En revanche, selon la localité de résidence on ne trouve pas d'écart important entre les candidats. Les écarts les plus forts apparaissent pour l'origine du candidat, exprimée par sa nationalité et la consonance de son nom et de son prénom.

⁴ Lorsque qu'un recruteur contactait un candidat pour lui proposer un entretien ou pour lui demander plus de précisions sur ses compétences ou sa situation, nous lui avons répondu que le candidat venait de trouver un emploi.

Tableau 4 : Taux de réussite des candidats

Les taux de réussite de ce tableau sont calculés globalement sur l'enquête. Les réponses utilisées globalement ne sont pas appariées sur les mêmes offres d'emploi et peuvent donc, théoriquement, différer des taux de réussite indiqués dans les autres tableaux.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Taux de réussite	Probabilité critique
Ensemble	1097	3,1%	<0,0001
Qualification :			
Baccalauréat	491	1,8%	0,0026
BTS	606	4,1%	<0,0001
Lieu de résidence			
Commune non défavorisée	549	3,3%	<0,001
Banlieue défavorisée	548	2,9%	<0,001
Origine apparente :*			
MMM	274	0,4%	0,3182
FMM	272	1,8%	0,0251
FMF	276	2,9%	0,0045
FFF	275	7,3%	<0,0001

* MMM: Nationalité marocaine, nom et prénom marocains ;
 FMM: Nationalité française, nom et prénom marocains ;
 FMF: Nationalité française, nom marocain et prénom français;
 FFF Nationalité française, nom et prénom français.

Les candidats ayant un nom et prénom français reçoivent une invitation pour 19 CV envoyés en moyenne, contre 23 CV pour un candidat de prénom français et de nom marocain, 54 CV pour un candidat de nom et prénom marocain et 277 CV pour un candidat marocain. Ces premiers résultats penchent donc vers un constat de discrimination significative sur ce marché du travail. Si l'on attribue un indice de réussite de 100 aux candidats à nom et prénom français, on obtient 82 pour un candidat de prénom français et de nom marocain, 35 pour un candidat de nom et prénom marocain, et 7 pour un candidat marocain.

Ces premières statistiques sont toutefois partiellement critiquables car elles reposent sur une comparaison globale des taux de réussite et non sur des comparaisons séparées sur *les mêmes* offres d'emploi. Or, pour éviter la détection, on ne peut pas envoyer tous les candidats possibles sur les mêmes offres, mais seulement une partie d'entre eux, en faisant une rotation des candidatures sur les offres. Pour obtenir des chiffres plus fiables, il faut se restreindre aux candidatures sur les mêmes offres et, ensuite, faire la moyenne des écarts obtenus. Les résultats de ces comparaisons sont présentés dans les tableaux 5 à 10.

Pour effectuer ces comparaisons, on distingue les effets simples (e.g. du nom) des effets cumulés (e.g. du nom et du prénom). En effet, sur certaines offres, les candidats ne se distinguent que par la nationalité d'origine du nom et, sur d'autres offres, à la fois par les origines du nom et du prénom. La distinction est intéressante car on peut très bien trouver que les effets séparés du nom et du prénom ne sont pas significatifs, mais que l'effet cumulé l'est.

Mesure des effets de la nationalité, du nom et du prénom

Les candidatures de base se différencient selon les trois critères suivants :

- 1) Nationalité affichée. M: nationalité marocaine indiquée sur le CV. F: nationalité non indiquée sur le CV;
- 2) Nationalité du nom de famille. M: marocaine. F: française.
- 3) Nationalité du prénom. M: marocaine. F: française.

A partir des trois critères précédents, on définit l'origine perçue du candidat :

- 1) MMM: Nationalité marocaine, nom et prénom marocains ;
- 2) FMM: Nationalité française, nom et prénom marocains ;
- 3) FMF: Nationalité française, nom marocain et prénom français;
- 4) FFF: Nationalité française, nom et prénom français.

On effectue ensuite des comparaisons deux à deux sur les *mêmes* offres d'emploi. Ceci permet d'isoler l'effet des six caractéristiques suivantes sur la probabilité d'obtenir un entretien d'embauche :

- 1) FMM – MMM : effet de la nationalité, pour un candidat ayant un nom et un prénom marocain (Tableau 5) ;
- 2) FMF – MMM : effet cumulé de la nationalité et du prénom, pour un candidat ayant un nom de famille marocain (Tableau 6) ;
- 3) FFF – MMM : effet cumulé de la nationalité, du nom de famille et du prénom (Tableau 7) ;
- 4) FMF – FMM : effet du prénom, pour un candidat de nationalité française et de nom de famille marocain (Tableau 8);
- 5) FFF – FMM : effet cumulé du nom de famille et du prénom, pour un candidat de nationalité française (Tableau 9);
- 6) FMM – MMF: effet du nom de famille, pour un candidat de prénom et de nationalité française (Tableau 10).

La nationalité

Le premier effet simple est celui de la nationalité. Pour le mettre en évidence, on compare sur les mêmes offres les taux de succès des candidats dont les noms et les prénoms sont marocains, mais dont la nationalité est différente. On mesure ainsi l'effet qu'aurait un changement dans l'affichage de sa nationalité pour une personne qui conserverait un nom et un prénom d'origine marocaine. Le résultat figure dans le tableau 5.

L'effet donné dans le tableau 5 est modeste. On ne constate qu'une légère augmentation de réussite (1,48%), non significative au seuil de 10%. On ne voit pas non plus de différence significative selon la qualification ou le type de localité (favorisée/défavorisée). Ceci signifie qu'il faut un grand nombre d'observations pour qu'un effet significatif apparaisse.

Tableau 5 : Effet de la nationalité

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FMM – MMM.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	541	1,48%	0,0090	0,1025
Qualification :				
Baccalauréat	242	0,83%	0,0083	0,3183
BTS	299	2,01%	0,0149	0,1801
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	266	1,50%	0,0106	0,1577
Commune défavorisée	270	1,48%	0,0148	0,3182

Supposons maintenant que le candidat ne change pas seulement de nationalité, mais également de prénom, en adoptant un prénom français (tableau 6). Le taux de réussite augmente de 2,57% et l'effet est significatif à 2%. Si l'on regarde plus en détail, on remarque toutefois que seuls certains candidats améliorent significativement leurs chances d'obtenir un entretien d'embauche : les plus qualifiés, qui ont un BTS plutôt qu'un baccalauréat (+3,3%), et ceux qui résident dans une commune favorisée plutôt que défavorisée (+2,2%).

Tableau 6 : Effet cumulé de la nationalité et du prénom

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FMF – MMM.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	545	2,57%	0,0110	0,0195
Qualification :				
Baccalauréat	245	1,63%	0,0115	0,1577
BTS	300	3,33%	0,0176	0,0587
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	268	2,99%	0,0148	0,0453
Commune défavorisée	272	2,21%	0,0164	0,1802

Et si le candidat change à la fois de nationalité, de nom et de prénom, trouve-t-on un effet plus fort ? Le résultat est présenté dans le tableau 7. Incontestablement, oui. L'augmentation est de 7% et, cette fois-ci, elle concerne tous les candidats, les plus qualifiés (+8,7%) comme les moins qualifiés (+4,9%), ceux qui vivent dans des localités défavorisées (5,2%) comme ceux qui vivent dans des communes favorisées (+9%).

Tableau 7 : Effet cumulé de la nationalité, du nom de famille et du prénom
 Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FFF – MMM.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	542	7,01%	0,0167	0,0000
Qualification :				
Baccalauréat	245	4,90%	0,0198	0,0140
BTS	297	8,75%	0,0256	0,0007
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	268	8,96%	0,0253	0,0005
Commune défavorisée	268	5,22%	0,0222	0,0193

Le prénom

Le deuxième effet simple est celui du prénom. On compare deux candidats de nationalité française et de nom de famille marocain. Seul le prénom change (tableau 8). Le fait d'avoir un prénom français ne modifie pas significativement le taux de réussite.

Tableau 8 : Effet du prénom

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FMF – FMM.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	546	1,10%	0,0132	0,4059
Qualification :				
Baccalauréat	240	0,83%	0,0145	0,5648
BTS	306	1,31%	0,0207	0,5280
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	268	1,49%	0,0183	0,4152
Commune défavorisée	270	0,74%	0,0196	0,7062

Supposons maintenant que le candidat de nom et prénom marocain, adopte un nom et un prénom français. L'effet cumulé du nom et du prénom est donné dans le tableau 9. Dans la comptabilité, le taux de réussite augmente de 5,4% et l'effet est significatif. Toutefois, la hausse n'est significative que pour les candidats les plus qualifiés (BTS plutôt que baccalauréat) résidants dans une localité favorisée (7,4%).

Tableau 9 : Effet cumulé du nom de famille et du prénom

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FFF – FMM.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	544	5,42%	0,0181	0,0028
Qualification :				
Baccalauréat	243	3,91%	0,0210	0,0636
BTS	301	6,64%	0,0280	0,0182
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	270	7,41%	0,0274	0,0073
Commune défavorisée	266	3,01%	0,0237	0,2065

Le nom de famille

Le dernier effet simple est celui du nom de famille (tableau 10). On compare les candidats ayant la nationalité française et un prénom français, en ne changeant que la nationalité du nom de famille. L'écart est significatif (4,4%), et concerne principalement les candidats les plus qualifiés des communes favorisées.

Tableau 10 : Effet du nom de famille

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : FFF – FMF.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	546	4,40%	0,0193	0,0232
Qualification :				
Baccalauréat	243	3,29%	0,0232	0,1577
BTS	303	5,28%	0,0294	0,0736
Lieu de résidence				
Commune non défavorisée	272	5,88%	0,0292	0,0453
Commune défavorisée	272	2,94%	0,0255	0,2489

Le lieu de résidence

Il nous reste à étudier un dernier effet, celui de la localité de résidence. Il est obtenu en comparant le taux de réussite, sur les mêmes offres d'emploi, des candidats résidants dans les localités défavorisées à ceux des autres candidats. On distingue l'effet simple des effets croisés c'est-à-dire limités à des sous-populations (qualifié/non qualifié etc.). On ne trouve pas d'écart significatif (Tableau 11), même si l'on effectue la comparaison par qualification (BTS/Baccalauréat), ou par profil (MMM, FMM, FMF, FFF).

Tableau 11 : Effet du lieu de résidence

Comparaison deux à deux sur les mêmes offres d'emploi : résidence dans une commune non défavorisée – résidence dans une commune défavorisée.

Champ	Nombre de couples de candidatures	Différence des taux de réussite	Ecart-type	Probabilité critique
Ensemble	1092	0,34%	0,0107	0,7546
Qualification :				
Baccalauréat	489	0,34%	0,0125	0,7857
BTS	603	0,33%	0,0166	0,8417
Profil				
MMM	268	-0,75%	0,0075	0,3182
FMM	264	-0,76%	0,0170	0,6556
FMF	272	0,00%	0,0208	1,0000
FFF	272	2,94%	0,0329	0,3721

Discriminations conditionnelles : impacts de la distance domicile-travail, du statut d'emploi recherché et de l'intermédiation par l'ANPE

Pour qu'une expérience ne soit pas détectée par l'employeur, il faut différencier les candidatures en modifiant certaines caractéristiques à la marge. On peut donc étudier les effets de ces changements de caractéristiques sur la probabilité d'obtenir un entretien d'embauche, d'autant que certaines formes de discrimination peuvent être *conditionnelles*, c'est-à-dire n'apparaître que pour certaines caractéristiques du candidat. Le seul moyen de corriger ces écarts est d'effectuer une régression afin de purger les différences entre les candidats et de mesurer un coefficient de discrimination nette, une

fois éliminées toutes les différences entre eux, et pas seulement les différences principales. Pour avoir suffisamment d'observations on étudie les écarts entre deux groupes de candidats seulement : d'une part, les candidats FFF et d'autre part, tous les autres candidats. Par rapport aux méthodes économétriques usuelles, nos données présentent une particularité : elles sont appariées sur les mêmes offres d'emploi. La variable expliquée est la différence entre le taux de réussite obtenu, pour chaque offre, par les candidats FFF et le taux de réussite obtenu par les autres candidats. La méthode précise est expliquée en annexe, qui fournit également la vérification empirique que le modèle linéaire est bien adapté aux données.

Les résultats sont présentés dans le tableau 12. La première ligne (« coefficient de discrimination moyen ») représente la mesure de discrimination globale de l'étude, une fois que l'on a purgé tous les effets liés aux différences de candidatures. Pour des raisons techniques, on commente les résultats de l'estimation par élimination progressive des variables non significatives au seuil de 10% (trois dernières colonnes du tableau). **La discrimination moyenne sur l'étude est de 5,6% dans le secteur de la comptabilité.** Ce chiffre représente le gain d'un candidat FFF par rapport à un autre candidat (FMF, FMM, MMM) toutes choses égales par ailleurs.

La partie « variables en différences » présente les différences de taux de réussite qui proviennent des différences de candidatures. On ne peut pas les attribuer à la discrimination. La partie « variables en niveaux » du tableau 12 présente l'influence des variables qui sont identiques sur chaque offre pour tous les candidats. Elle représente la hausse ou la baisse de la discrimination en fonction du type d'offre sur laquelle on postule. Il s'agit d'une discrimination conditionnelle au sens où elle ne s'exerce que si une condition est remplie.

Tableau 12 : Discrimination conditionnelle

Régression par les moindres carrés ordinaires avec écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (White, 1980).

Variable expliquée : différence des taux de réussite sur la même offre entre les candidats FFF et les autres candidats.

	Estimation de base			Estimation après élimination progressive des variables non significatives au seuil de 10%		
	Coefficient	Ecart-type	Probabilité critique	Coefficient	Ecart-type	Probabilité critique
Coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon	0,056	0,017	0,0008	0,056	0,017	0,0009
Variables en différences						
<i>Différence de caractéristiques (sans lien avec la discrimination) :</i>						
Résidence dans une commune défavorisée	0,176	0,410	0,6675			
Temps de transport	-0,002	0,002	0,2368	-0,002	0,001	0,0655
Variables en niveaux						
<i>Discrimination conditionnelle :</i>						
Résidence dans une commune défavorisée	-0,273	0,714	0,7018			
Temps de transport	0,001	0,002	0,7724			
Emploi situé à Paris <i>intra muros</i>	0,043	0,037	0,2452			
Passage par l'ANPE	-0,138	0,053	0,0087	-0,138	0,051	0,0068
Contrat à durée indéterminée	-0,070	0,037	0,0598	-0,070	0,037	0,0569
Modèle de CV n°2	-0,019	0,031	0,5386			
BTS	-0,002	0,034	0,9468			
L'entreprise appartient à un groupe	-0,084	0,035	0,0161	-0,089	0,033	0,0062

Trois caractéristiques viennent réduire la discrimination : premièrement, le fait de passer par l'ANPE plutôt que par d'autres intermédiaires (-14%), le fait de candidater sur un poste proposé par une entreprise qui appartient à un groupe (-9%) et le fait de postuler sur un contrat à durée indéterminée (-

7%). Notons ici, que comme nous raisonnons sur l'écart entre les taux de réussite des candidats FFF et des autres candidats, un coefficient négatif indique une discrimination relative à l'encontre des candidats FFF. Ceux-ci ont moins de chances de réussite via l'ANPE, les entreprises appartenant à un groupe et pour les contrats à durée indéterminée.

On peut expliquer ces résultats de la manière suivante. Pour l'ANPE, on peut expliquer le résultat par les deux arguments suivants. D'une part, les effets des actions de sensibilisation au thème des discriminations menées par l'Agence auprès de ses salariés et, par leur intermédiaire, auprès des employeurs qui ont recours à l'ANPE. D'autre part, pour cette raison, on peut penser que les employeurs qui souhaitent discriminer s'adresseraient moins souvent à l'ANPE que les autres employeurs. Pour l'effet des groupes, on peut y voir une conséquence des différentes « chartes sur la diversité » qui se sont développées ces dernières années dans les grandes entreprises et dans les groupes. Les petites entreprises qui n'appartiennent pas à des groupes ont sans doute été moins sensibilisées au thème de la discrimination. L'effet des CDI paraît quant à lui plus difficile à interpréter.

Conclusion

Afin de mesurer l'ampleur des discriminations à l'embauche dont sont victimes les jeunes d'origine étrangère dans les banlieues d'Ile-de-France, nous avons présenté dans ce papier les résultats d'une expérience contrôlée menée sur les comptables. Pour réaliser cette expérience, nous avons construit 16 profils de demandeurs d'emploi et envoyé 1097 réponses à 139 offres d'emploi disponibles entre octobre et novembre 2006. L'objectif de cette expérience était de tester de façon simultanée les effets de la commune de résidence (favorisée ou non), de la nationalité et de l'origine du nom de famille et du prénom (française ou marocaine) sur les chances d'être invité à un entretien d'embauche. Il s'agissait d'analyser les effets conjoints de plusieurs facteurs de discrimination, tel que le lieu de résidence et les éléments qui signalent la nationalité d'origine à l'aide d'une mesure fiable qui repose sur un protocole rigoureux de collecte des observations et qui mobilise des techniques statistiques et économétriques permettant de vérifier la significativité des résultats.

Un premier constat se dégage au terme de cette étude. C'est celui de l'ampleur des discriminations dont font l'objet les jeunes en banlieue d'Ile-de-France. Lorsque l'on recherche un emploi de comptable, les chances d'obtenir un entretien d'embauche sont beaucoup plus fortes pour les candidats qui signalent leur origine française par la consonance de leur nom et de leur prénom que pour les candidats qui signalent leur nationalité ou leur origine marocaine. Les candidats de nationalité et d'origine marocaine doivent en moyenne envoyer plus de dix fois plus de *curriculum vitae* pour obtenir autant d'invitations à des entretiens d'embauche que les candidats dont les noms et prénoms sont d'origine française. Ces écarts importants, présents dans les données brutes, ont été globalement confirmés par les tests statistiques conduisant à poser de façon robuste un diagnostic de fortes discriminations à l'embauche, à l'encontre des jeunes d'origine étrangère.

Une fois ce premier constat établi, on a relevé que le fait d'afficher une nationalité marocaine sur son CV ou de porter un prénom marocain était moins pénalisant que le fait d'avoir un nom de famille à consonance marocaine. On constate également que le passage par l'ANPE pouvait réduire le risque de discrimination à l'embauche.

Bibliographie

- Aeberhart R et J. Pouget, 2006. National origin wage differentials in France: evidence from matched employer-employee data. Mimeo CREST-INSEE.
- Arrow K.J. (1972), « The theory of job discrimination », In Ashenfelter O.A. & Reeds A. eds, *Discrimination in Labor Markets*, Pinceton University Press, p3-33.
- Becker G. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.
- Bertrand M. & Mullainathan S. (2004). « Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination » *American Economic Review*, vol. 94(4), pages 991-1013.
- Boumahdi R. et J.-F. Giret, 2005. Une analyse économétrique des disparités d'accès à l'emploi et de rémunérations entre jeunes d'origine française et jeunes issus de l'immigration. *Revue Economique*, 56(3), 625-636.
- Cain G. (1986), « The economic analysis of labor market discrimination : a survey », *Handbook of Labor Economics*, vol 1, p 694-785.
- Dayan J.L., Echardour A., Glaude M. (1996), « Le parcours professionnel des immigrés en France : une analyse longitudinale », *Économie et statistique*, n° 299
- De Schutter O. (2001) *Discriminations sur le marché du travail, Liberté et égalité dans les rapports à l'emploi*, collection Travail et société, n° 28, Bruxelles, P.I.E. - Peter Lang
- Duguet E. et P. Petit (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.
- Garner-Moyer H. (2003), « Discrimination et emploi : revue de la littérature », document d'étude de la DARES, n° 69, mai
- Heckman J.J. (1998), « Detecting Discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, Spring, Vol. 12, n° 2, pp 101-116
- Kenney G.M., Wissoker D.A. (1994), « An Analysis of the Correlates of Discrimination Facing Young Hispanic Job Seekers », *American Economic Review*, vol 84, n°3, p674-683.
- McCall J.J. (1972), « The simple mathematics of information, job search and prejudice », In Pascal A.H. ed, *Racial discrimination in Economic Life*, Lexington Books, p205-224.
- Magain D. (2006), « Discrimination positive : un bilan des expériences américaines et européennes », *Revue Française d'Économie*, n°2/vol XXI.
- Petit P. (2003), « Comment évaluer la discrimination à l'embauche ? » *Revue Française d'Économie*, 17 (3), pp. 55-87
- Phelps E.S. (1972), « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, Vol. 62, n° 4, pp 659-661.
- Riach et Rich (1991), « Testing for Racial Discrimination in the Labour Market », *Cambridge Journal of Economics*, vol 15, p239-256.
- Richard J.-L. (2006) « Présomption de discrimination à l'encontre des enfants d'immigré(s) africain(s) », *Migrations Société*, vol. 18, n° 105-106, mai-août
- Silberman, R et Fournier, I (2006), « Jeunes issus de l'immigration : une pénalité à l'embauche qui perdure », *Bref du CEREQ*, n°226.
- Viprey M. (2002), « Les mécanismes de discrimination à l'égard des jeunes dont l'origine étrangère est réelle ou supposée », *Revue de l'IREES*, n° 39, 2002/2

Annexe méthodologique

Traitement des non réponses

La méthode de calcul que nous employons ne nécessite pas de traitement particulier des non réponses pour les raisons qui sont évoquées dans cette annexe. On peut calculer les écarts de taux de réponse entre les groupes de deux manières : soit directement, soit en se limitant aux offres qui ont reçu au moins une réponse. Dans les deux cas, la statistique obtenue ne dépend pas du pourcentage de non réponses. Prenons le premier cas, on compare deux candidats. Dans ce qui suit, le premier indice indique la réponse obtenue par le premier candidat (0=non, 1=oui) et le second indice la réponse obtenue par le second candidat. Pour une offre fixée, on calcule les deux taux de réussite suivant :

1. Oui au premier candidat : soit l'employeur a répondu positivement aux deux candidats (proportion $p_{1,1}$), soit il a répondu positivement au premier et négativement au second (proportion $p_{1,0}$).
2. Oui au second candidat : soit l'employeur a répondu positivement aux deux candidats (proportion $p_{1,1}$), soit il a répondu négativement au premier et positivement au second (proportion $p_{0,1}$).

Dans l'ensemble, la différence de proportions de réponses positives entre les deux candidats, que nous donnons dans cette étude, est égale à :

$$\Delta = (p_{1,1} + p_{1,0}) - (p_{1,1} + p_{0,1}) = p_{1,0} - p_{0,1},$$

et cette quantité ne dépend pas de la proportion d'offre qui n'a reçu aucune réponse (proportion $p_{0,0}$). Seules les offres présentant des réponses différenciées contribuent à la statistique que nous présentons, les réponses similaires, qu'elles soient positives ou négatives n'influencent pas la statistique.

Dans le même ordre d'idée, on pourrait penser se limiter aux offres qui ont reçu une réponse pour au moins un des candidats. Dans ce cas la statistique que l'on obtient serait juste conditionnée par le fait qu'un des deux candidats a obtenu une réponse positive. Cet évènement arrive avec une probabilité :

$$\begin{aligned} \Pr[y_1 = 1 \cup y_2 = 1] &= \Pr[y_1 = 1] + \Pr[y_2 = 1] - \Pr[y_1 = 1 \cap y_2 = 1] \\ &= (p_{1,1} + p_{1,0}) + (p_{1,1} + p_{0,1}) - p_{1,1} \\ &= p_{1,0} + p_{0,1} + p_{1,1} \end{aligned}$$

La quantité que l'on estimerait dans ce cas serait simplement :

$$\delta = \frac{\Delta}{\Pr[y_1 = 1 \cup y_2 = 1]} = \frac{p_{1,0} - p_{0,1}}{p_{1,0} + p_{0,1} + p_{1,1}},$$

Le changement de convention n'affecte pas la mesure d'écart mais le divise simplement par un facteur d'échelle ($p_{1,0} + p_{0,1} + p_{1,1} < 1$). La proportion de non réponses n'intervient pas ici non plus, car les non réponses ont été éliminées de la base pour justifier ce calcul. La manière de faire les tests doit également être changée.

Calcul des écarts de taux d'invitation aux entretiens

Pour chaque offre d'emploi, on dispose d'un certain nombre de réponses pour les deux groupes étudiés. On peut donc calculer, au sein de chaque offre, un taux de réussite pour les deux groupes. On dispose, pour chaque comparaison, de N offres d'emplois et, sur chaque offre il existe C candidats appartenant à deux groupes différents. Dans la pratique, suite au rejet de certaines candidatures par l'ANPE, le nombre de candidats peut varier pour chaque offre. Pour l'offre numéro i, on dispose de C_i candidats (i=1,...,N) dont l'indice j varie de 1 à C_i. Par convention on repère le groupe de référence avec un indice k=0, le groupe de comparaison par un indice k=1. Sur chaque offre, on dispose de deux taux de réussite :

$$\bar{y}_{k,i} = \frac{1}{C_i} \sum_{j=1}^{C_i} y_{k,j,i} \quad , \quad k \in \{0,1\}, \quad i = 1, \dots, N$$

La mesure de discrimination nette est donc égale à :

$$\Delta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_{1,i} - \bar{y}_{0,i})$$

Dans le cas des régressions, on explique cette mesure par un ensemble de variables explicatives. Ici deux cas se présentent : soit la caractéristique dont on étudie l'effet est exactement la même pour les deux individus et il faut la mettre en niveau dans le modèle, soit elle est différente et il faut la mettre à la fois en niveau et en différences dans le modèle. Pour les deux types de variables, seules les variables en niveaux indiquent une discrimination conditionnelle.

Régression linéaire et décomposition

Avec des données expérimentales, il est possible de définir une variable de la décomposition de Blinder-Oaxaca (1973) qui permet d'améliorer l'estimation de la discrimination par rapport à la simple comparaison des moyennes. La différence principale avec la méthode de Blinder-Oaxaca vient du fait que deux régressions séparées (selon le groupe d'appartenance) ne sont pas nécessaire car on observe les deux résultats potentiels du processus de recrutement. En effet, sur données expérimentales on observe à la fois la réponse de l'employeur quand la personne appartient au groupe potentiellement favorisé et ce que l'employeur aurait répondu si le candidat avait appartenu à un autre groupe. On n'a donc pas besoin de faire de prévision dans ce second cas. Ceci implique qu'une seule régression, globale, est nécessaire au lieu de deux.

L'ensemble des variables explicatives du modèle se décompose en deux parties : les variables notées z qui prennent des valeurs différentes pour les candidatures FFF et les autres, et les variables notées x qui prennent toujours la même valeur dans les deux groupes. Pour les variables x, la différence des valeurs moyennes des deux groupes est toujours nulle.

On suppose que la probabilité d'obtenir un entretien d'embauche est de la forme suivante :

$$E(p_k) = z b_k + x c_k, \quad k \in \{0,1\},$$

Ce qui implique que l'écart des taux de réussite entre le groupe des candidats FFF (noté 1) et le groupe des autres candidats (noté 0) peut s'écrire :

$$\begin{aligned} E(p_1 - p_0) &= z_1 b_1 + x_0 c_1 - (z_0 b_0 + x_0 c_0) \\ &= z_1 b_1 - z_0 b_0 + x_0 (c_1 - c_0) \\ &= (z_1 - z_0) b_1 + z_0 b_1 + x_0 (c_1 - c_0) \\ &= (z_1 - z_0) b_1 + (z_0, x_0) \begin{pmatrix} b_1 \\ c_1 - c_0 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Il faut donc régresser l'écart des proportions de réussite des deux groupes sur la *différence* des caractéristiques moyennes des variables z et sur les *niveaux* de toutes les variables z et x . Ceci explique la forme du modèle présenté dans le tableau 12. Les coefficients des différences ne représentent pas, par définition, une mesure de discrimination ; par contre, les coefficients des variables en niveaux mesurent la discrimination conditionnelle.

Adéquation du modèle linéaire

Dans la mesure où l'on utilise l'écart de deux ratios, on peut justifier facilement l'emploi d'un modèle linéaire puisque la variable expliquée est continue. Toutefois, comme la variable expliquée est bornée sur l'intervalle $[-1,+1]$, il est souvent demandé de vérifier que les prévisions du modèle sont bien dans cet intervalle. Le tableau A-1 montre que c'est bien le cas, et le graphique A-1 montre que la distribution des prévisions possède bien le profil d'une variable continue.

Tableau A-1 : Admissibilité des moindres carrés ordinaires

Toutes les prévisions du modèle appartiennent à l'intervalle $]-1,+1[$. On peut donc estimer le modèle par les moindres carrés ordinaires.

Statistique	Valeur
Minimum	-0.120
Premier quartile	0.014
Médiane	0.047
Troisième quartile	0.104
Maximum	0.229
Moyenne	0.056
Ecart-type	0.070
Ecart-type de la moyenne	0.006

Graphique A-1 : Distribution des prévisions
 (après élimination progressive au seuil de 10%, Tableau 12)

