

Testing : la difficulté de l'interprétation de la discrimination à l'embauche

Correspondence study: difficulties to interpret discrimination in the hiring process

Clémence Berson



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6063>

DOI : 10.4000/travailemloi.6063

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 15 septembre 2013

Pagination : 27-40

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Clémence Berson, « *Testing* : la difficulté de l'interprétation de la discrimination à l'embauche », *Travail et Emploi* [En ligne], 135 | juillet-septembre 2013, mis en ligne le 01 juillet 2015, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6063> ; DOI : 10.4000/travailemloi.6063

Testing : la difficulté de l'interprétation de la discrimination à l'embauche (*)

Clémence Berson (**)

À partir d'une expérimentation de testing réalisée sur le métier d'hôte de caisse dans le secteur de la grande distribution, une discrimination est établie à l'encontre des hommes et plus fortement encore, à l'encontre des Français d'origine marocaine. Une étude économétrique prenant en compte l'environnement économique et social des magasins testés montre qu'il est possible d'identifier et d'interpréter une discrimination par goût à la Becker lorsque le protocole expérimental a été réalisé dans ce but. Les résultats tendent à attester d'une discrimination statistique envers les hommes car les femmes leur sont préférées en raison de la faible élasticité de leur offre de travail aux conditions de travail. La discrimination à l'encontre des candidats d'origine marocaine semble au contraire être due aux « goûts » du client ou de l'employeur.

En économie expérimentale, le *testing* est une des méthodes qui cherche à mesurer la discrimination à l'embauche. À cette fin, le chercheur élabore deux *curriculum vitae* (CV) aux caractéristiques identiques, à l'exception de celle qu'il souhaite tester comme source possible de discrimination et les accompagne, selon les cas, d'une lettre de motivation. Que ce soit en réponse à une annonce ou spontanément, il les envoie à un grand nombre d'entreprises afin d'obtenir des résultats statistiquement valides. Si un candidat décroche un entretien, alors la réponse est considérée comme positive. L'analyse de la discrimination est ensuite menée, par type de candidat, à partir des réponses positives obtenues : les candidats qui servent de « référence » sont ceux ne présentant pas la caractéristique testée ; leur taux de succès est comparé à celui des candidats de la population susceptible d'être discriminée. Une différence significative entre les deux taux est considérée comme de la discrimination, puisque seule la caractéristique testée varie entre les CV.

Le *testing* est devenu l'outil principal de mesure de la discrimination à l'embauche aussi bien sur le plan académique qu'institutionnel. Dans leur revue de littérature, Peter A. RIACH et Judith RICH (2002) listent les différentes techniques utilisées, ainsi que les expérimentations ayant donné lieu à publication

en fonction du public visé. Une trentaine de *testings* y sont recensés entre 1968 et 2000 : ils ont pour objet d'étude principal la discrimination sur le marché du travail due à la couleur de peau, l'origine ou l'ethnie mais également au sexe, à l'âge et au handicap. Certaines expérimentations vont aussi loin que l'entretien d'embauche⁽¹⁾ tandis que la majorité s'en tient à sa seule obtention suite à l'envoi d'un CV. Dans leur article de 2004, Marianne BERTRAND et Sendhil MULLAINATHAN mettent en avant grâce à un *testing* une forte discrimination à l'encontre des Afro-Américains même lorsque leur CV est de meilleure qualité que le contrefactuel. La première expérimentation française a été menée sur les femmes dans le secteur bancaire (DUGUET, PETIT, 2005) : elle montre un différentiel de taux de réponse défavorable aux jeunes femmes, que les auteurs expliquent principalement parce que les employeurs anticiperaient le fait qu'elles risquent de devenir mères. En 2010, Emmanuel DUGUET et ses coauteurs se penchent sur la discrimination à l'encontre des jeunes d'origine maghrébine dans des emplois de comptable en région parisienne. Ils mettent en évidence un différentiel de réponse important entre les candidats ayant un nom à consonance française et ceux ayant un nom à consonance marocaine, différentiel qui s'accroît lorsque le candidat n'a pas la nationalité française. À l'inverse, l'intervention du service public de l'emploi et le fait de postuler dans une grande entreprise diminuent la discrimination observée.

Le *testing* a récemment acquis un caractère officiel grâce à l'Organisation internationale du

(*) Cette expérimentation a pu être réalisée grâce au soutien financier du Fonds d'expérimentation pour la jeunesse, du ministère de l'Emploi et de la Solidarité ainsi que de l'École d'économie de Paris. Les conseils de Pierre Cahuc, Nicolas Jacquemet, Pascale Petit, Roland Rathelot et François-Charles Wolff ainsi que ceux des rapporteurs anonymes m'ont permis d'améliorer la qualité de ce travail. Je remercie également Clément Bosquet, Marie Lalanne, Sylvie et Lise Berson pour avoir posté de nombreuses candidatures.

(**) CES – Université Paris-1 Panthéon-Sorbonne, clemence.berson@univ-paris1.fr

(1) Voir par exemple DANIEL (1968), McINTOSH, SMITH (1974), BROWN, GAY (1985), BENDICK *et al.* (1991, 1994), d'ANGEL DE PRADA *et al.* (1996) ou SMEETERS, NAYER (1998) pour l'origine ethnique.

travail (OIT) qui a commandé de telles études dans différents pays pour faire un état des lieux de la discrimination à l'embauche en Europe. Éric CÉDIEY et Fabrice FORONI (2007) se sont penchés sur le cas de la France et découvrent une discrimination significative et apparente à toutes les étapes du processus de recrutement vis-à-vis des candidats d'origine africaine. Depuis 2002, en France, le *testing* a également une valeur juridique puisque les résultats qu'il permet de mettre en lumière sont considérés comme des preuves de discrimination à l'embauche de la part de l'employeur.

Cette méthode répond à la définition de la discrimination en économie, qui se distingue de celle retenue par le droit ou la sociologie. On considère qu'il y a discrimination lorsque deux travailleurs ayant des caractéristiques observables identiques sont traités de manière différente à cause d'une caractéristique observable non productive (LUNDBERG, STARTZ, 1983, p. 341)⁽²⁾. La discrimination peut ainsi être liée au sexe, à l'origine, au handicap, à l'âge mais aussi aux préférences sexuelles, politiques ou à la localisation géographique. La plupart des courants théoriques en économie sont en accord avec cette définition, mais divergent sur les causes de la discrimination. La théorie économique a de fait mis principalement en avant deux types de discrimination⁽³⁾ : la discrimination *par goût*, au sens de Garry BECKER (1957) – qui relève du racisme, de la misogynie, *etc.* – et la discrimination *statistique*, au sens de Kenneth ARROW, qui s'appuie sur les croyances des individus. Le *testing* ne permet pas, *a priori*, de distinguer quel type de discrimination sera détecté. Le protocole expérimental doit donc utiliser les caractéristiques de chaque type de discrimination afin de pouvoir les différencier.

Dans cet article, nous nous proposons d'utiliser l'expérimentation présentée dans BERSON (2012a), qui explore le rapport entre concurrence sur le marché des biens et discrimination, pour essayer d'identifier si la discrimination mise en évidence par l'expérimentation relève de la discrimination par goût ou de la discrimination statistique. Théoriquement, la discrimination par goût peut s'avérer coûteuse pour l'employeur : lorsque la concurrence augmente, il est difficile pour l'employeur discriminant de rester compétitif et donc de se maintenir sur le marché ; il est donc peu vraisemblable d'observer à la fois une forte discrimination et un niveau élevé de concurrence en cas de discrimination par goût. Si la discrimination augmente en même temps que la concurrence, elle est susceptible

de correspondre davantage, comme nous le montrons⁽⁴⁾, à une discrimination statistique.

L'expérimentation que nous avons réalisée dans le secteur de la grande distribution sur des postes d'hôte de caisse souligne l'importance de l'environnement économique et social pour identifier et interpréter la discrimination lors d'un *testing*. Les populations potentiellement discriminées sont à la fois les hommes, car ces emplois sont fortement féminisés, et les immigrés de seconde génération. Un différentiel de taux de réponse est observé dans les deux cas. Il est particulièrement marquant dans le cas des candidats issus de l'immigration, en leur défaveur ; l'impact faible de la concurrence correspond ici aux critères de Becker et est cohérent avec une discrimination par goût. En revanche, le différentiel entre hommes et femmes est lié au niveau de concurrence : plus elle est grande, plus le différentiel est important en faveur des femmes. Dans le cas d'une discrimination par goût des employeurs, on s'attendrait à trouver un résultat contraire, comme dans d'autres secteurs d'activité. Cette discrimination envers les hommes ne semble donc pas due à une discrimination par goût mais à une discrimination statistique qui se traduit par une préférence rationnelle des employeurs à l'égard des femmes, en raison vraisemblablement de leur situation plus précaire sur le marché du travail que celle des hommes.

L'organisation de l'article est la suivante. La première partie est consacrée à l'analyse de la discrimination en économie et au *testing*, méthode qui permet de la mesurer lors de l'embauche. La deuxième partie décrit les différents choix qui ont été opérés lors de l'expérimentation que nous avons réalisée ainsi que son contexte. Enfin, la troisième partie analyse les résultats et montre dans quelle mesure il faut les relativiser.

Concurrence et discrimination

En 1957, Gary BECKER introduit la discrimination en économie en faisant reposer sa théorie sur l'hypothèse que certains acteurs économiques ne souhaitent pas être en contact avec des minorités (faisant par là même preuve de racisme, de misogynie, *etc.*). Trois catégories distinctes d'agents peuvent avoir ce «goût» : les employeurs, les travailleurs et les consommateurs. Dans le cas de l'employeur, la discrimination a un coût : à l'embauche, elle réduit le nombre de personnes correspondant à un poste, puisque les personnes discriminées ne sont pas considérées comme employables, et augmente donc le coût de recherche de candidats pour l'entreprise. S'ils sont finalement

(2) Est considérée comme «non productive» une caractéristique qui n'a pas d'impact sur la productivité du travailleur et ne devrait donc pas influencer sur le recrutement ou le salaire.

(3) Il existe également une vision d'orientation marxiste qui explique la discrimination par la volonté d'un groupe d'asseoir sa domination sur un autre, que nous ne suivons pas ici.

(4) Cette relation est décrite plus précisément dans la première partie.

embauchés, les travailleurs discriminés au sens de BECKER ont un salaire plus faible. En outre, l'employeur éprouve un coût psychologique à travailler avec des employés issus de la minorité, si bien que leur coût est plus élevé (en raison de leur désutilité relative) que celui du reste des salariés⁽⁵⁾. Dans le cas d'une discrimination de la part des collègues, la productivité moyenne est plus faible lorsque les deux types de salariés travaillent ensemble dans l'entreprise. L'employeur doit donc choisir entre les deux populations : lors des recrutements, il réduit le nombre de candidats potentiels et n'embauche que des travailleurs issus de l'une ou l'autre population. Ce type de discrimination aboutit donc à une ségrégation des travailleurs d'une entreprise à l'autre, sans qu'il y ait de différentiel de salaires. Enfin, dans ce modèle, dans l'hypothèse où le consommateur connaît la composition de la main-d'œuvre de l'entreprise (par exemple parce qu'il est en contact direct avec les salariés), une discrimination qui lui est due peut être observée. Mais elle n'a pas de conséquences pour l'employeur puisque son coût est intégralement supporté par le consommateur lui-même. Il est même *a priori* profitable pour l'entrepreneur de suivre l'inclinaison de ses clients en n'embauchant que des travailleurs qui ne sont pas issus de la minorité discriminée, ou en payant moins ceux qui le sont car ils vendent moins de produits.

Cette définition de la discrimination a été critiquée par ARROW en raison notamment de la relation entre concurrence et discrimination dans le modèle de BECKER : la discrimination par goût est instable dans un cadre concurrentiel. Lorsqu'elle est due à un goût de l'employeur, le coût supplémentaire dû à la discrimination rend l'entreprise moins rentable qu'une entreprise ayant les mêmes caractéristiques mais sans goût pour la discrimination. Les mécanismes de concurrence doivent alors mener à l'éviction des entreprises discriminantes : en effet, la concurrence sur le marché provoque l'entrée de nouvelles entreprises ; si celles-ci ont un goût pour la discrimination moins fort, leurs coûts de production sont moins élevés que les entreprises discriminantes, qui finissent donc par être éliminées du marché. En ce qui concerne la discrimination due aux goûts des collègues, comme nous l'avons vu dans le paragraphe précédent, les employeurs sont incités à n'embaucher que des travailleurs appartenant au même groupe afin de conserver une productivité élevée chez tous les salariés de l'entreprise. Ce mécanisme aboutit à une ségrégation des travailleurs entre les entreprises. *In fine*, le salaire payé à chaque catégorie de travailleur doit être similaire puisque seules les entreprises qui ne les discriminent pas embauchent des travailleurs issus

de la minorité. Le salaire d'équilibre va donc être atteint dans toutes les entreprises. De nouveau, le mécanisme de concurrence doit faire disparaître le différentiel de salaire à long terme. Le cas de la discrimination due au goût des clients est radicalement différent car, s'il est rationnel, l'employeur se doit de suivre les goûts de ses clients afin d'augmenter son profit. Le client est, quant à lui, prêt à payer un prix plus élevé pour satisfaire son goût, ce qui permet à l'entreprise de conserver sa rentabilité. Malgré le mécanisme de concurrence, la discrimination ne devrait alors pas disparaître. Cependant, la discrimination due aux clients n'est valable que pour les professions en contact avec la clientèle et n'explique pas la discrimination présente dans tous les secteurs. De plus, pour que la discrimination persiste, il faut que le nombre de clients ayant un goût pour la discrimination soit suffisamment important pour que les entreprises répondant à leur goût puissent survivre. En effet, si l'on considère que les individus ont un comportement rationnel, ils achètent leur produit dans le magasin où il est le moins cher, ce qui entraîne nécessairement la disparition des entreprises qui font preuve de discrimination à l'égard de certains de leurs salariés.

Suite à ces critiques, Kenneth ARROW (1973) et Edmund S. PHELPS (1972) développent le concept de discrimination statistique. Dans cette théorie, le fait de traiter deux groupes de travailleurs de manière différente est rationnel dans un contexte d'information imparfaite. Les employeurs ne peuvent en effet connaître *a priori* la productivité des travailleurs qu'ils embauchent. Pour tenter de lever cette incertitude, ils s'appuient sur des signaux visibles, généralement facilement observables comme le sexe, la couleur de peau ou le comportement, pour déduire à moindre frais des informations sur la productivité des individus. Le salaire est alors déterminé en fonction de l'espérance de productivité moyenne du groupe auquel le salarié appartient. Dépendant des croyances de l'employeur relatives à chaque groupe, elle est généralement plus faible pour les groupes minoritaires en raison des nombreux préjugés dont ils font l'objet. Si la productivité est distribuée indépendamment de l'appartenance à un groupe, alors les observations répétées des employeurs doivent aboutir à la disparition de la discrimination statistique par un effet d'apprentissage. La persistance d'un différentiel de salaire s'explique alors de deux manières : une réelle différence de distribution des productivités selon les groupes ou bien l'autoréalisation de la discrimination, qui se manifeste par un sous-investissement en capital humain de la part de la population objet de discrimination statistique. Dans les deux cas, le différentiel de salaire est justifié, et le terme de discrimination n'est plus adapté.

La discrimination statistique n'explique pas réellement mieux que la théorie de BECKER la persistance de la discrimination dans les recrutements.

(5) L'effet inverse, ou népotisme, est également possible : l'employeur offre un salaire plus élevé aux travailleurs issus de la majorité dans le but de rendre les postes attractifs, de sorte que les différentiels de salaire ou d'embauche sont similaires.

Contrairement à ce qui se produit dans le mécanisme de la discrimination par goût, la relation entre concurrence et discrimination statistique dépend de la tension sur le marché du travail. Si la tension du marché du travail est peu importante, la discrimination statistique devrait augmenter avec la concurrence. En effet, lorsque la concurrence est faible, l'employeur n'ayant pas de goût pour la discrimination n'a que peu d'intérêt à utiliser ses croyances pour choisir un candidat. Il peut prendre le temps de rencontrer l'ensemble des postulants et laisser leur chance aux candidats issus de la minorité potentiellement discriminée. Au contraire, en cas de forte concurrence, l'employeur cherche à diminuer ses coûts afin de rester compétitif. Lors d'un recrutement, il va avoir tendance à embaucher un candidat non issu de la minorité dans la mesure où il croit que celui-ci lui permettra d'assurer une productivité maximale. Si la tension sur le marché du travail est forte, cette relation entre concurrence et discrimination statistique ne sera pas observée car l'employeur ne pourra se permettre de prendre le temps d'attendre de nouvelles candidatures, et ce quel que soit le degré de concurrence sur le marché des biens.

La discrimination statistique est devenue le cadre théorique principal d'analyse et d'interprétation de la discrimination. Afin de montrer l'existence d'une discrimination par goût, des études empiriques ont utilisé la relation entre concurrence et discrimination, critiquée par ARROW. Elles ont examiné les différentiels de taux d'emploi, de salaire et de niveau de postes entre une population de référence et une population potentiellement discriminée (essentiellement des femmes et des Afro-Américains) : William S. COMANOR (1973) et Judith K. HELLERSTEIN et ses coauteurs (2002) comparent ainsi les différentiels de salaire et de taux d'emploi entre certains secteurs concentrés et d'autres plus concurrentiels, et montrent une relation négative entre concurrence et discrimination ; James PEOPLES et Lisa SAUNDERS (1993), Orley ASHENFELTER et Timothy HANNAN (1986), John S. HEYWOOD et James H. PEOPLES (1994) et Sandra E. BLACK et Philip E. STRAHAN (2001) utilisent des chocs positifs de concurrence et mettent en évidence une diminution des écarts de salaires, un meilleur niveau de postes et un taux d'emploi plus élevé pour la population discriminée à la suite de ces chocs. Enfin, Sandra E. BLACK et Elizabeth BRAINERD (2004) effectuent une analyse en double différence s'appuyant sur le degré d'ouverture au commerce international : différence, d'une part, entre les secteurs exposés à la mondialisation et ceux qui ne le sont pas ; différence, d'autre part, dans chacun de ces deux segments de l'économie, entre les secteurs concentrés et les secteurs concurrentiels. Les auteurs soulignent un effet négatif de la concurrence sur la discrimination. Ces études mettent donc en lumière une relation négative entre concurrence et discrimination sur le marché du

travail, ce qui corrobore la théorie de Becker. La concurrence peut en ce sens être un outil d'identification du mécanisme conduisant à l'observation de la discrimination.

L'expérimentation

Cette partie décrit le principe de la méthode de *testing* utilisée, puis les choix effectués en amont du protocole expérimental avant de présenter l'expérimentation elle-même. Pour plus de détails sur l'ensemble du dispositif, on se reportera à BERSON (2012b).

Le testing

Le *testing* a pour but de mettre en évidence une discrimination à l'embauche grâce à une expérimentation de terrain. À cette fin, deux CV (éventuellement accompagnés d'une lettre de motivation) ayant les mêmes caractéristiques, excepté l'origine, le sexe, le lieu d'habitation, le handicap ou toute autre variable pouvant conduire à de la discrimination, sont envoyés à une même entreprise, en réponse à une offre d'emploi ou spontanément. L'analyse de la discrimination se fait ensuite sur la base des réponses positives obtenues par chaque candidat fictif. Le taux de succès des candidats qui servent de « référence » est comparé au taux de succès des candidats appartenant à la population susceptible d'être discriminée. En moyenne, sur un grand nombre de réponses, ce différentiel est considéré comme un indice de la discrimination envers la population obtenant significativement moins de réponses, puisque la seule différence entre les CV est une caractéristique non productive. Comme nous l'avons indiqué, certains économistes mènent l'expérience jusqu'aux entretiens d'embauche.

Dans l'expérimentation que nous avons menée, le test n'a porté que sur le tri de CV opéré par les entreprises et non sur l'entretien d'embauche. En effet, présenter des candidats fictifs en entretien pose des problèmes de fiabilité dus à l'introduction de variables non contrôlées : comme le soulignent James HECKMAN et Peter SIEGELMAN (1993), puis James HECKMAN (1998), il est peu probable de pouvoir faire en sorte que deux candidats différents fassent des prestations équivalentes lors de l'entretien. Les résultats obtenus seraient donc extrêmement difficiles à évaluer et à comparer. De plus, la mise en place d'entretiens est plus coûteuse pour l'entreprise qu'un tri de CV et il est éthiquement discutable de mener l'expérience jusqu'à cette étape si l'objectif de l'expérimentation ne le requiert pas. Dans notre cas, dans la mesure où les comportements discriminatoires sont observables dans des proportions suffisantes à partir d'un simple tri de CV et qu'il est ainsi possible d'estimer

la relation entre concurrence et discrimination, poursuivre l'expérimentation au-delà ne semble pas nécessaire.

Cette technique est largement éprouvée aussi bien dans le monde académique que statistique. DUGUET et ses coauteurs (2009) en montrent l'apport dans la mesure de la discrimination. En particulier, elle permet d'éviter le biais d'autosélection présent lors des comparaisons des taux d'emploi : se sachant discriminées sur certains emplois, certaines populations peuvent décider de ne pas postuler à une offre. Le nombre de candidats issus de la minorité discriminée est alors plus faible qu'il ne devrait, et le différentiel de taux d'emploi peut refléter ce phénomène et non le comportement de l'entreprise. Cependant, le *testing* ne permet pas de mesurer l'ampleur de la discrimination en tant que telle. Romain AEBERHARDT et ses coauteurs (2011) soulignent en effet que si l'expérimentation permet de mettre en avant l'existence de la discrimination, elle repose sur un certain nombre d'hypothèses fortes, qui ne sont pas toujours réunies, notamment lorsqu'est prise en compte la confrontation de la demande de travail avec l'offre de travail. Dans cet article, nous nous intéressons essentiellement à la demande de travail puisque l'étude porte sur le comportement de l'employeur ou des clients.

Le protocole expérimental

L'expérimentation se concentre sur le rôle du sexe et de l'origine, deux caractéristiques souvent associées aux pratiques discriminatoires à l'embauche et donc susceptibles de permettre de tester la relation entre concurrence et discrimination. Dans la plupart des secteurs d'activité, les femmes subissent un différentiel de salaire négatif et les emplois sont souvent segmentés en fonction du sexe. Par ailleurs, l'expérimentation de DUGUET et ses coauteurs (2010) montre l'existence d'une discrimination à l'embauche à l'encontre des Français d'origine marocaine. C'est pourquoi, nous avons retenu ces deux caractéristiques – être une femme et être français d'origine marocaine – dans notre cadre expérimental.

Le secteur sur lequel porte l'étude est celui de la grande distribution, soit l'ensemble des hyper- et supermarchés. C'est un secteur à la concurrence très hétérogène et sur lequel il est possible d'obtenir des informations permettant de mesurer le degré de concurrence en un point géographique donné. Comme BISCOURP et ses coauteurs (2008), ALLAIN et ses coauteurs (2008) y ont souligné la faible concurrence au niveau national ainsi que les disparités géographiques. Six groupes principaux se partagent le marché, certains fonctionnant par franchise, d'autres possédant l'ensemble des magasins. Localement, un grand nombre de magasins sont en monopole sur leur zone de chalandise tandis qu'ailleurs, certains supermarchés subissent

la concurrence d'autres enseignes. À partir d'un indice de concurrence, il est possible de distinguer les zones de chalandise concurrentielles de celles qui sont mono- ou oligopolistiques. Le contraste entre ces zones doit permettre d'établir l'influence de la concurrence sur la discrimination. Le degré de concurrence utilisé, l'indice d'Herfindahl-Hirschman (HHI ; voir encadré), est calculé au niveau des bassins de vie et y mesure la concentration du secteur. D'après les études citées ci-dessus, il permet d'estimer correctement le degré local de concurrence. À partir d'une base de données recensant l'ensemble des magasins en France, il est possible de connaître la marque, le groupe associé, la surface, le nombre de caisses et la localisation exacte du magasin de manière exhaustive. En approximant la zone de chalandise par le bassin de vie, l'indice peut être calculé sur l'ensemble du territoire français. L'expérience ne pouvant être menée à une telle échelle, la sélection des bassins de vie entrant dans le protocole expérimental a été faite de sorte à diversifier les contextes économiques, de densité de population et de degré de concurrence (concurrentiel, peu concurrentiel et monopolistique). En effet, il est important de pouvoir isoler l'effet de la concurrence des effets de contexte.

Encadré Définitions

Bassin de vie (BV) : plus petit territoire sur lequel les habitants ont accès à la fois aux équipements et services de la vie courante et à l'emploi. Les bassins de vie sont regroupés en trois catégories : les bassins comprenant une ville de plus de 30 000 habitants, ceux en périphérie d'une ville de plus de 30 000 habitants et ceux n'ayant aucune des deux premières caractéristiques. Ce niveau géographique est calculé par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee).

Indice d'Herfindahl-Hirschman (HHI) : somme des carrés des parts de marché sur une zone géographique donnée. Cet indice est utilisé pour mesurer la concentration d'un secteur donné ; plus l'indice est élevé, plus le secteur est concentré. Il est utilisé dans les études sur le secteur de la grande distribution, notamment dans BISCOURP *et al.* (2008) et ALLAIN *et al.* (2008) pour la France. Dans notre étude, les parts de marché sont représentées par les surfaces de vente par groupe et la zone géographique retenue est le bassin de vie, qui peut être assimilé à une zone de chalandise.

Zone d'emploi (ZE) : espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main-d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. Le découpage en zones d'emploi constitue une partition du territoire adaptée aux études locales sur le marché du travail. Ce niveau géographique est calculé par l'Insee.

Une campagne de *testing* a été lancée pour collecter les données liées à l'embauche. L'emploi testé est celui d'hôte de caisse car il requiert une faible qualification et la formation est très rapide (deux jours maximum). Philippe ASKÉNAZY et ses coauteurs (2009) montrent que la rotation de la main-d'œuvre y est de 80 % entre 2003 et 2005. Une telle proportion signifie que les personnes candidant pour occuper un tel poste sont nombreuses, ce qui laisse espérer un taux de réponse élevé et des statistiques de ce fait significatives. De plus, étant donné que la rémunération est proche du Smic (salaire minimum interprofessionnel de croissance), la discrimination potentielle peut difficilement se traduire sur les salaires et est donc susceptible de se reporter sur le processus de recrutement. Les candidats à un emploi d'hôte de caisse peuvent postuler soit en réponse à une annonce affichée en magasin, soit par candidature spontanée, soit par le biais de leur réseau d'interconnaissance. Notre expérimentation utilise le deuxième mode de candidature, qui permet de diffuser des CV de manière exhaustive sur l'ensemble des magasins du bassin de vie. De plus, comme la profession est essentiellement féminine (ASKÉNAZY *et al.*, 2009), prendre en compte le sexe dans le *design* de l'expérimentation peut permettre d'observer si cette féminisation provient d'une autosélection des femmes sur ces emplois ou bien si elle résulte d'une discrimination à l'encontre des hommes.

L'expérimentation

Les *curriculum vitae* pour les quatre types de candidats (femme d'origine marocaine, femme d'origine française, homme d'origine marocaine et homme d'origine française) se devant d'être crédibles, un responsable des ressources humaines d'un groupe de la grande distribution a fourni des exemples de CV acceptés, dont nous nous sommes inspirés. En outre, les candidatures ont été réalisées à partir de quatre modèles disponibles dans un traitement de texte usuel. Ainsi, aucun magasin n'a reçu deux CV ayant la même mise en forme.

Les candidats ont tous 20 ans, sont de nationalité française, ont obtenu un brevet d'études professionnelles (BEP) en pratique commerciale et ont acquis une petite expérience professionnelle à travers des stages et emplois d'été. Afin de limiter le risque de vérification par le recruteur, les emplois d'été mentionnés sur les CV ont tous eu lieu dans des magasins *discount*. Quant aux stages, ils ont été effectués dans d'autres secteurs commerciaux, tels que la vente de vêtements ou de matériaux de bricolage. Pour présenter un profil complet, les candidats affichent des connaissances basiques en informatique (internet, traitement de texte) et pratiquent un sport collectif. Enfin, les CV sont adaptés géographiquement à chaque bassin de vie et les entreprises où le candidat a travaillé sont essentiellement des chaînes nationales présentes dans toutes les régions.

Chaque candidat est doté d'une adresse mail personnelle, d'un numéro de téléphone et d'une adresse postale. Les adresses mail fictives sont créées nominativement et contiennent les noms et prénoms des candidats. Un numéro de téléphone est attribué par sexe et origine et le message du répondant est enregistré à partir d'une voix correspondant au sexe du candidat, sans accent, et ne mentionne que le numéro de téléphone attaché au répondant. Enfin, les adresses postales sont fictives, localisées dans le centre-ville pour les bassins de vie urbains et dans des petits villages pour les bassins de vie ruraux, afin d'éviter les quartiers négativement connotés.

Enfin, l'origine est suggérée par les noms et prénoms des candidats (français ou marocains) tandis que le sexe est visible à travers le prénom et les accords féminins sur les adjectifs et les noms utilisés. Afin de ne pas susciter d'ambiguïtés, les noms et prénoms choisis sont courants en France et au Maroc et ne sont *a priori* pas des marqueurs religieux ou d'appartenance à une classe sociale (voir tableau 1).

Tableau 1 : Noms des candidats par sexe et origine

	Sexe	
	Femme	Homme
marocaine	Naïma Jlassi	Ahmed Charbit
	Aïda Djalouzi	Mounir Benzekri
	Fadela Khalis	Mehdi Brahimi
	Soraya Haddad	Selim Belkacem
française	Gaëlle Dupuis	Pascal Martin
	Justine Bonnet	Nicolas Leroux
	Claire Dufour	Sébastien Rivière
	Stéphanie Masson	Vincent Dubois

L'expérimentation a été menée d'avril à novembre 2011 avec un arrêt d'un mois en août car la plupart des services administratifs sont fermés durant cette période. Pour chaque catégorie, un candidat, choisi de manière aléatoire, est associé à un type de CV, puis une lettre de motivation et un CV de chaque sexe et origine sont envoyés à chaque magasin à quinze jours d'intervalle. L'ordre d'envoi est également aléatoire. Au total, durant les six mois, 1 250 magasins ont été testés dans 54 zones d'emploi et 300 bassins de vie, ce qui correspond à 5 000 candidatures. Les réponses ont été collectées sur les messageries vocales et mails des candidats. Une réponse est considérée comme positive lorsque le recruteur exprime le souhait de rencontrer le candidat ou d'avoir de plus amples renseignements sur lui. De fait, il y eut peu de réponses négatives reçues, et elles ont alors été clairement exprimées, par mail ou message vocal.

Interprétation

L'interprétation des résultats se fait en deux temps. La première partie présente les résultats descriptifs

tandis que la seconde propose une analyse économétrique, qui tient compte du contexte à la fois économique et social de l'expérimentation. La complémentarité des résultats trouvés dans les deux parties met en évidence l'importance de l'environnement dans l'interprétation des résultats et montre qu'il est possible d'identifier le type de discrimination observée lors d'une expérimentation de *testing*.

Statistiques descriptives

Le tableau 2 présente les taux de réponses par sexe et origine. Au total, 391 candidatures ont eu un retour positif de la part d'employeurs représentant 274 magasins. Cependant, le nombre de réponses pour les candidates est plus important que pour les candidats puisque le taux de retour est de 8,8 % pour les femmes et seulement de 6,8 % pour les hommes. Un test à la moyenne montre que l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes est rejetée à 99 %. La significativité diminue mais persiste lorsque les réponses sont regroupées par origine. Les résultats de l'expérimentation montrent donc clairement que les femmes reçoivent un plus grand nombre d'appels que les hommes. Les statistiques descriptives amènent à conclure à une discrimination à l'encontre des hommes sur les emplois d'hôte de caisse dans le secteur de la grande distribution. Les Français d'origine marocaine reçoivent, également, significativement moins de réponses que les Français dont le nom a une consonance française. Le différentiel est de plus de neuf points de pourcentage, ce qui fait un rapport d'environ un quart, rapport similaire à celui trouvé par DUGUET et ses coauteurs (2010). Ce résultat se vérifie quel que soit le sexe du candidat.

Tableau 2 : Taux de réponse par sexe et origine

Sexe	Origine		
	Marocaine	Française	Total
Femme	3,9	13,7	8,8
			[220]
Homme	2,4	11,3	6,8
			[171]
Total	3,2	12,5	7,8
	[79]	[312]	[391]
H₀ : femmes = hommes	P = 0,0098		
Par origine :	Marocaine	P = 0,0298	
	Française	P = 0,0695	
H₀ : marocaine = française	P = 0,0000		
Par sexe :	Femmes	P = 0,0000	
	Hommes	P = 0,0000	

Lecture : Les chiffres correspondent aux taux de réponse. Entre crochets figure le nombre de réponses positives.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

Le tableau 3 propose les résultats relatifs à la préférence d'un magasin par sexe. En effet, chaque magasin reçoit quatre candidatures, deux féminines

et deux masculines. Le traitement est égalitaire lorsque le même nombre de femmes que d'hommes a été rappelé par le recruteur (1F + 1H ou 2F + 2H). Ces magasins représentent 5,4 % du total. Les cas de non-réponse sont exclus de l'analyse car ils ne permettent pas d'établir une préférence ou une égalité de traitement entre les candidats. Il y a préférence pour un sexe lorsque les candidats du sexe considéré reçoivent plus de réponses que ceux de l'autre sexe. Par exemple, il y a préférence pour les femmes dans trois cas différents : 1F + 0H, 2F + 0H et 2F + 1H. Le taux de magasins préférant embaucher une femme plutôt qu'un homme est de 9,9 %. La préférence pour les hommes n'est que de 6,6 %. La différence est encore plus importante lorsqu'on ne s'intéresse qu'au nombre total de réponses – c'est-à-dire tous magasins confondus – par type de candidat. Remarquons qu'une entreprise peut avoir répondu positivement à une candidature spontanée précisément au moment où elle avait besoin d'un hôte de caisse, de sorte que le choix a été effectué en fonction de l'arrivée opportune de la candidature. Cependant, étant donné le grand nombre de candidatures et le caractère aléatoire de leur ordre d'envoi, les préférences dues aux circonstances devraient s'annuler. La différence de moyenne doit donc être nulle *in fine* ou du moins non significative. Ce tableau confirme donc une préférence significative des employeurs pour les femmes sur le métier d'hôte de caisse.

Tableau 3 : Préférence des magasins par sexe

Distribution des préférences par sexe			
Préférence pour les femmes	1F + 0H	2F + 0H	2F + 1H
9,9	8,3	0,9	0,7
[124]			
Préférence pour les hommes	0F + 1H	0F + 2H	1F + 2H
6,6	6,2	0,2	0,2
[83]			
Traitement égalitaire	1F + 1H	2F + 2H	
5,4	4,8	0,6	
[67]			

Lecture : F = femme; H = homme.

Les chiffres correspondent à des taux de réponse sur l'ensemble des magasins. Entre crochets figure le nombre de réponses positives.

Champ : 5000 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine, réponses de 1 250 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

ASKÉNAZY et ses coauteurs (2009) montrent que les postes d'hôte de caisse sont particulièrement éprouvants physiquement et s'accompagnent le plus souvent de temps partiels et d'horaires très variables d'un jour à l'autre. Les employeurs reconnaissent qu'ils préfèrent embaucher des femmes, *a priori* plus vulnérables sur le marché du travail, afin d'éviter un changement fréquent de personnel. Il est donc nécessaire d'approfondir l'étude (*cf. infra*) pour confirmer la présence d'une préférence réelle pour les femmes ou bien conclure à une exploitation de la précarité de la situation des femmes sur le marché du travail.

Le tableau 4 offre une répartition des réponses positives en fonction des préférences pour une origine particulière. 2,2 % des magasins ont traité les candidats de manière égalitaire, quelle que soit leur origine. Cette analyse révèle un écart bien plus grand que la simple observation du nombre de réponses par candidat. En effet, seuls 2,5 % des magasins ont préféré un plus grand nombre de candidats d'origine marocaine aux candidats d'origine française, contre 17,2 % dans le cas inverse. Ces résultats confirment la forte préférence des recruteurs pour les candidats d'origine française.

Tableau 4 : Préférence des magasins par origine

Distribution des préférences par origine			
Préférence pour l'origine française	1F + 0M	2F + 0M	2F + 1M
17,2 [215]	12,3	4,1	0,8
Préférence pour l'origine marocaine	0F + 1M	0F + 2M	1F + 2M
2,5 [31]	2,2	0,2	0,1
Traitement égalitaire	1F + 1M	2F + 2M	
2,2 [28]	1,7	0,6	

Lecture : M = origine marocaine; F = origine française.

Les chiffres correspondent à des taux de réponse sur l'ensemble des magasins. Entre crochets figure le nombre de réponses positives.

Champ : 5000 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine, réponses de 1250 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

Analyse économétrique

Un certain nombre d'études qualitatives portant sur le secteur de la grande distribution tendent à mettre en doute l'éventualité d'un goût pour la discrimination à l'encontre des candidats masculins (*i. e.* d'une préférence pour les femmes), en particulier sur le métier d'hôte de caisse, en mettant en avant des conditions de travail pénibles, que ce soit en raison de l'organisation du travail ou de la nature des tâches à accomplir (ALONZO, 1998; LACAZE, 2001; JUHLE, 2006; ASKÉNAZY *et al.*, 2009). Au fractionnement du temps de travail et à l'irrégularité des horaires s'ajoute l'ergonomie des postes qui n'est pas adaptée au bien-être des travailleurs. Les personnels doivent en outre effectuer de longues stations debout, porter de lourdes charges et endurer la présence de courants d'air froid puisque les caisses sont généralement situées à la sortie des magasins dont les portes sont souvent ouvertes. Par ailleurs, JUHLE (2006) a montré que les hôtes de caisse sont soumis à deux types de pressions : tout d'abord à une pression managériale à l'efficacité, qui les enjoint à traiter rapidement les clients sans commettre d'erreurs de caisse; ensuite, une pression de la part de la clientèle qui désire un service agréable et rapide. Les femmes sont deux

fois plus nombreuses que les hommes à travailler dans le secteur et représentent plus de 90 % des travailleurs à temps partiel (BERSON, 2012b). Les conditions de travail difficiles des hôtes de caisse expliquent en partie la forte rotation de la main-d'œuvre à ces postes, qui servent souvent de marche-pied vers un emploi moins difficile. Dans l'étude d'ASKÉNAZY *et al.* (2009), les employeurs reconnaissent d'ailleurs cibler les personnes vulnérables sur le marché du travail – comme les mères célibataires ou les femmes en général –, pour réduire cette rotation. Dans ce même article, certains employeurs déclarent répondre au goût supposé de leur clientèle en n'embauchant pas d'hôtes de caisse de couleur.

Afin d'essayer d'identifier l'origine de la discrimination à l'encontre des hommes et des candidats d'origine étrangère sur l'emploi d'hôte de caisse, il nous a semblé nécessaire de prendre en compte les facteurs environnementaux par estimation d'un *logit*. D'après la théorie, une discrimination liée au goût des employeurs devrait décroître lorsque la concurrence sur le marché des biens augmente. Au contraire, une discrimination statistique aurait tendance à augmenter avec la réduction des coûts due à la concurrence. L'impact de la concurrence sur une discrimination due au goût des clients reste indéterminé dans le cadre théorique retenu ici. La préférence de l'employeur pour un candidat s'écrit :

$$Pref_i^* = X_i' \delta_i + X_j' \delta_j + X_{ZE}' \delta_{ZE} + X_{BV}' \delta_{BV} + \varepsilon_i$$

où $Pref_i^*$ est une variable latente, X_i est le vecteur de caractéristiques du candidat i (origine et sexe), X_j celui du magasin (nombre de caisses et type de management), X_{ZE} celui de la zone d'emploi (taux de chômage, densité du territoire, région) et X_{BV} celui du bassin de vie (taux d'ouvriers et d'employés dans la population active, ruralité de la zone et indice d'Herfindahl-Hirschman). Les δ sont les coefficients estimés et ε , le terme d'erreur. Afin de prendre en compte l'hétérogénéité des employeurs, une partie du terme d'erreur est commun à chaque magasin tandis qu'une autre est fixe en fonction du bassin de vie auquel appartient le magasin.

La variable latente n'est pas observable puisque seul le fait d'avoir un appel pour une demande d'entretien est connu. L'estimation se fait donc à partir d'une fonction index :

$$Pref_i = 1 \text{ si } Pref_i^* > c$$

$$Pref_i = 0 \text{ si } Pref_i^* \leq c$$

où $Pref_i = 1$ indique que le candidat i a reçu un appel positif et $Pref_i = 0$ que le candidat i n'a pas eu de retour positif de la part de l'employeur. Le terme d'erreur de l'équation est normalement distribué, de moyenne 0 et de variance σ_ε .

Tableau 5 : Estimation de la probabilité d'obtenir un entretien

	(1) Pref	(2) Pref	(3) Pref
Femme	0,14*** (0,05)	0,14*** (0,05)	0,14*** (0,05)
Origine marocaine	- 0,74*** (0,06)	- 0,74*** (0,06)	- 0,75*** (0,06)
HHI (*0,01 par BV)	- 0,035*** (0,011)	- 0,035*** (0,012)	- 0,035*** (0,012)
HHI carré (*0,01 par BV)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)
Taux de chômage (par ZE)			- 0,07** (0,02)
Densité (hab./ km², par ZE)			0,07 (0,06)
Taux d'ouvriers et d'employés dans la population active (par BV)			- 0,63 (0,49)
Nombre de caisses		0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)
Franchise/succursale		- 0,31*** (0,09)	- 0,32*** (0,09)
Recrutement central		- 0,03 (0,10)	0,03 (0,10)
Île-de-France	-	-	-
Périphérie de l'Île-de-France	0,17 (0,13)	- 0,21 (0,13)	- 0,13 (0,16)
Nord	- 0,51*** (0,13)	- 0,57** (0,13)	- 0,20 (0,16)
Sud-Ouest	0,13 (0,10)	0,07 (0,10)	0,27** (0,11)
Sud-Est	- 0,18* (0,10)	- 0,21** (0,10)	0,11 (0,14)
BV ayant une ville de plus de 30 000 habitants	-	-	-
BV dans la périphérie d'une ville de plus de 30 000 habitants	- 0,04 (0,17)	- 0,08 (0,16)	- 0,07 (0,17)
BV sans ville de plus de 30 000 habitants	0,23 (0,14)	0,21 (0,14)	0,25 (0,15)
Constante	- 0,35 (0,25)	- 0,21 (0,25)	0,16 (0,38)
Nombre d'observations	5 000		

Lecture : BV : Bassin de vie; ZE : Zone d'emploi. Les écarts-types sont entre parenthèses. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine reçus sur 5000 envois, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteure.

Le tableau 5 montre les résultats de cette estimation en insérant l'origine et le sexe comme variables de contrôle. Les coefficients sont du signe attendu : être une femme augmente de 5,6 % la probabilité d'obtenir un entretien tandis que le fait d'avoir un nom marocain diminue de 30 % la probabilité d'un appel par rapport à un candidat d'origine française. L'impact de l'origine est donc bien plus important que celui du sexe. La concurrence a également l'effet escompté : un marché

des biens plus concurrentiel accroît la probabilité d'entretien mais à taux décroissant. Intuitivement, une plus grande concurrence induit un plus grand nombre de magasins et donc un plus grand nombre d'emplois disponibles. Cependant, il est nécessaire de contrôler l'estimation pour la taille du magasin afin que le coefficient de la variable *HHI* corresponde uniquement au degré de concurrence. Les variables géographiques permettent de tenir compte de l'hétérogénéité des situations en contrôlant sur la région du magasin et le degré de ruralité du bassin de vie du magasin testé. L'estimation (2) contient, en plus des variables individuelles, géographiques et du *HHI*, d'autres variables de concurrence afin de purger un éventuel effet de taille de magasin et de mode de gouvernance. Cette estimation met en lumière un impact positif de la taille du magasin sur la probabilité d'obtenir un emploi. Concernant le mode de gouvernance, la probabilité d'obtenir un entretien lorsque le gérant n'est pas propriétaire du magasin (le magasin est alors géré en franchise ou en succursale) décroît de 13,25 %. Que le recrutement se fasse au niveau du siège central de la marque de l'enseigne n'a pas d'impact significatif.

Enfin, l'estimation (3) permet d'introduire des variables indiquant l'état du marché du travail : le taux de chômage et la densité au niveau de la zone d'emploi et la composition de la population active du bassin de vie. Le taux de chômage contrôle le contexte économique de la zone d'emploi et affecte négativement la probabilité d'obtenir un entretien. L'interprétation est intuitive : lorsque le taux de chômage est élevé, il est plus difficile de trouver un emploi à cause du phénomène de file d'attente qu'il provoque. Le taux de chômage peut également interagir avec la discrimination : si le nombre de candidats à un poste est élevé, l'employeur a la possibilité de choisir le type de candidat qu'il préfère. Si, en revanche, le marché du travail est tendu, il sera plus coûteux pour l'entreprise d'exprimer ses éventuelles préférences. La discrimination statistique, quant à elle, intervient dans les deux cas. Si le taux de chômage est élevé, elle permet de trier plus facilement les candidats. Si le taux de chômage est faible et que la rotation de la main-d'œuvre est élevée, elle rend possible le ciblage des publics susceptibles d'être plus stables une fois en emploi. La densité a un impact positif mais non significatif. Enfin, le taux d'ouvriers et d'employés dans la population active a un impact négatif, mais non significatif, sur la probabilité de recevoir un appel d'un employeur. On peut le comprendre puisque plus la proportion de travailleurs peu qualifiés est importante dans la population active, plus le nombre de candidats sur les emplois correspondants est élevé. Notons que les coefficients des variables de sexe et d'origine, ainsi que le *HHI* ne sont pas ou peu modifiés par l'ajout des autres variables de contrôle.

Tableau 6 : Estimation de la probabilité d'obtenir un rendez-vous selon le sexe

	Pref	
	Variable simple	Variable croisée avec le fait d'être une femme
Origine marocaine	- 0,80*** (0,09)	0,08 (0,11)
HHI (*0,01 par BV)	- 0,021 (0,016)	- 0,025 (0,019)
HHI carré (*0,01 par BV)	0,0001 (0,001)	0,0002 (0,0001)
Taux de chômage (par ZE)	- 0,07** (0,03)	- 0,02 (0,03)
Densité (hab./km ² , par ZE)	0,11 (0,07)	- 0,06 (0,09)
Taux d'ouvriers et d'employés dans la population active (par BV)	- 1,64** (0,79)	1,3 (0,87)
Nombre de caisses	0,007*** (0,002)	- 0,004 (0,003)
Franchise/succursale	- 0,20* (0,11)	- 0,24* (0,13)
Recrutement central	- 0,10 (0,13)	0,14 (0,15)
Île-de-France	-	-
Périphérie de l'Île-de-France	0,43** (0,19)	- 0,51** (0,22)
Nord	0,13 (0,20)	- 0,56** (0,22)
Sud-Ouest	0,46*** (0,14)	- 0,31* (0,16)
Sud-Est	0,17 (0,19)	- 0,10 (0,21)
BV ayant une ville de plus de 30 000 habitants	-	-
BV dans la périphérie d'une ville de plus de 30 000 habitants	0,04 (0,22)	- 0,21 (0,24)
BV sans ville de plus de 30 000 habitants	0,20 (0,20)	0,09 (0,23)
Constante	- 0,35 (0,49)	1,16** (0,58)
Nombre d'observations	5 000	

Lecture : BV : Bassin de vie; ZE : Zone d'emploi. Les écarts-types sont entre parenthèses. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine reçus sur 5 000 envois, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

Afin d'approfondir ces résultats, nous étudions la variation de chaque coefficient selon le sexe du candidat (tableau 6). La plupart des coefficients des variables croisées ne sont pas significatifs et la valeur élevée de la constante, positive et significative, montre que les variables retenues dans l'analyse n'expliquent pas la majeure partie de la préférence des employeurs pour les femmes. Cependant, plusieurs coefficients fournissent des indices. La variable sur la gouvernance, dont le coefficient d'interaction est négatif, établit que lorsque le gérant n'est pas le propriétaire du magasin, la préférence pour les femmes décroît fortement. Or, un gérant propriétaire est plus fortement concerné

par les profits de son magasin, ce qui pourra le conduire à exprimer plus facilement ses préférences ou ses croyances, par exemple en refusant certains candidats. Les variables régionales sont également significatives et mettent en évidence des préférences différentes selon les régions, avec un traitement plus égalitaire dans le Sud-Ouest et dans les régions périphériques à l'Île-de-France. Les résultats de cette estimation sont à rapprocher de la littérature sur le secteur français de la grande distribution. Cette préférence serait en ce sens due à la situation des femmes sur le marché du travail qui représentent environ 90 % des travailleurs à temps partiel et ont un taux d'emploi plus faible. L'article de RANSOM et OAXACA (2010) met également en avant une élasticité plus faible des femmes à leur salaire par rapport aux hommes dans le secteur de la grande distribution américaine et donc une propension plus grande à accepter des emplois peu rémunérés ou dont les conditions de travail sont mauvaises. Par conséquent, cette préférence dont font preuve les employeurs pour les femmes provient non pas d'un népotisme à leur égard mais plutôt parce qu'ils préfèrent les embaucher sur ces postes car ils savent qu'elles accepteraient les conditions de travail difficiles et un faible salaire tout en changeant moins souvent d'emploi que les hommes.

Le tableau 7 reproduit la même estimation, en croisant cette fois les variables avec l'origine du candidat. Le taux d'immigration de la zone d'emploi a été ajouté dans les variables de contrôle afin de tenir compte de la présence d'étrangers et d'étudier la validité du résultat de BECKER selon lequel la discrimination est plus forte dans les zones où la minorité est plus présente. Si le goût pour la discrimination n'est pas uniformément distribué et que les travailleurs issus de la minorité potentiellement discriminée sont peu nombreux, ils peuvent postuler dans des entreprises non discriminantes. En revanche, lorsque la minorité est importante, les travailleurs sont obligés de solliciter un emploi dans des entreprises discriminantes, ce qui augmente la discrimination effective. Les coefficients des variables croisées montrent d'ailleurs que la préférence pour les candidats d'origine française est plus forte dans les zones où le taux d'immigrés est élevé et corroborent ainsi la théorie de BECKER. Le taux de chômage a un impact négatif deux fois plus fort sur les candidats d'origine maghrébine que sur les candidats d'origine française. Ce résultat prouve que lorsque le chômage est élevé, les employeurs augmentent la différence de traitement selon l'origine. Mais on ne peut trancher en faveur d'un type de discrimination, statistique ou par goût. Le type de gestion de l'entreprise donne, quant à lui, des renseignements qui font pencher la balance en faveur de la discrimination par goût. En effet, lorsque le magasin n'est pas la propriété du dirigeant, le différentiel de traitement diminue, ce qui laisse penser que les profits générés par le magasin sont notamment

utilisés pour satisfaire le goût pour la discrimination du recruteur. Le signe des variables de concurrence, bien que non significatif, vient appuyer cette interprétation puisqu'une concurrence plus grande aurait un impact négatif sur la discrimination. Si l'on regarde du côté des régions, seules les régions du Nord de la France semblent témoigner d'une situation particulière en discriminant les candidats d'origine marocaine davantage qu'en Île-de-France.

Tableau 7 : Estimation de la probabilité d'obtenir un rendez-vous selon l'origine

	Pref	
	Variable simple	Variable croisée avec le fait d'être d'origine marocaine
Femme	0,11** (0,05)	0,11 (0,11)
HHI (*0,01 par BV)	- 0,022* (0,013)	- 0,027 (0,030)
HHI carré (*0,01 par BV)	0,0002* (0,0001)	0,0002 (0,0001)
Taux d'immigration entre 0,065 et 0,095 (par ZE)	0,21 (0,13)	- 0,28 (0,18)
Taux d'immigration supérieur à 0,095 (par ZE)	0,41** (0,18)	- 0,46** (0,23)
Taux de chômage (par ZE)	- 0,07*** (0,02)	- 0,07* (0,04)
Densité (hab./km ² , par ZE)	0,09 (0,07)	- 0,09 (0,11)
Taux d'ouvriers et d'employés dans la population active (par BV)	- 0,55** (0,08)	0,27 (0,79)
Nombre de caisses	0,005*** (0,002)	0,001 (0,003)
Franchise/succursale	- 0,44*** (0,22)	0,37** (0,16)
Recrutement central	- 0,001 (0,116)	- 0,08 (0,18)
Île-de-France	-	-
Périphérie de l'Île-de-France	0,41* (0,22)	- 0,20 (0,34)
Nord	0,09 (0,22)	- 0,72** (0,32)
Sud-Ouest	0,49*** (0,17)	- 0,12 (0,36)
Sud-Est	0,17 (0,19)	0,07 (0,28)
BV ayant une ville de plus de 30 000 habitants	-	-
BV dans la périphérie d'une ville de plus de 30 000 habitants	0,10 (0,15)	0,43 (0,33)
BV sans ville de plus de 30 000 habitants	- 0,004 (0,18)	- 0,37 (0,27)
Constante	- 0,58 (0,44)	0,83 (0,76)
Nombre d'observations	5 000	

Lecture : BV : Bassin de vie; ZE : Zone d'emploi. Les écarts-types sont entre parenthèses. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine reçus sur 5 000 envois, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

Ainsi, l'ajout de variables de contrôle de l'environnement économique et social lors de l'estimation permet une meilleure interprétation des coefficients et montre qu'il est possible d'identifier et de différencier certains types de discrimination détectée par le *testing*. Le différentiel de taux de réponses par sexe aux candidatures pour des postes d'hôte de caisse en supermarché peut être interprété comme le signe de l'exploitation de la situation des femmes sur le marché du travail tandis que le différentiel de réponse en défaveur des Français d'origine marocaine relèverait davantage d'une discrimination par goût.

Tests de robustesse

Les résultats de l'expérimentation peuvent être sensibles aux choix opérés lors de l'élaboration du protocole expérimental. Le tableau 8 permet de confirmer la neutralité du protocole sur les résultats. En effet, aux variables présentes lors de l'estimation (1) du tableau 4 sont ajoutées celles du protocole, c'est-à-dire les différents noms (quatre par type de candidat), le type de CV utilisé pour la candidature et la date d'envoi de la lettre de candidature. L'impact de ces variables est non significatif, ce qui signifie qu'elles n'influent pas sur les résultats.

Tableau 8 : Impact des variables de l'expérience

	Pref		
	Nom H.Fr 1	Nom H.M 1	CV 1
Nom H.Fr 2	0,22 (0,38)	Nom H.M 2 0,05 (0,53)	CV 2 0,03 (0,17)
Nom H.Fr 3	0,11 (0,36)	Nom H.M 3 0,28 (0,22)	CV 3 0,12 (0,18)
Nom H.Fr 4	0,07 (0,33)	Nom H.M 4 - 0,38 (0,28)	CV 4 - 0,15 (0,22)
Nom Fe.Fr 1	-	Nom Fe.M 1 -	1 ^{er} envoi -
Nom Fe.Fr 2	0,05 (0,53)	Nom Fe.M 2 0,79 (0,73)	2 ^e envoi 0,12 (0,15)
Nom Fe.Fr 3	- 0,23 (0,40)	Nom Fe.M 3 0,45 (0,40)	3 ^e envoi - 0,04 (0,18)
Nom Fe.Fr 4	- 0,44 (0,35)	Nom Fe.M 4 - 0,43 (0,60)	4 ^e envoi - 0,18 (0,19)
Constante	- 0,63* (0,34)		
Nombre d'observations	5 000		

Lecture : Les écarts-types sont entre parenthèses. *Fe* correspond à femme, *H* à homme, *Fr* à origine française et *M* à origine marocaine. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1. La régression est contrôlée pour le sexe, l'origine, la concurrence, la région, le taux de chômage et la densité de la zone d'emploi, du nombre de caisses du magasin et son type de gestion, de la composition de la population active et de la ruralité du bassin de vie.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine reçus sur 5 000 envois, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

Dans le paragraphe consacré aux statistiques descriptives, le premier tableau récapitule le nombre total d'appels positifs par type de candidat, puis les tableaux 3 et 4 s'intéressent aux préférences des recruteurs. Les estimations sont ensuite réalisées sur le nombre d'appels positifs par type de candidat. L'estimation de la probabilité par magasin de préférer un type de candidat donne des résultats similaires (voir tableau 9) mais moins significatifs car les échantillons utilisés sont de taille plus faible. La différence de taille d'échantillon entre les estimations sur les préférences liées au sexe et celles liées à l'origine est

due au fait que l'ensemble des magasins des régions du Nord ont préféré les candidats d'origine française, laissant ainsi entrevoir le résultat global du *testing*. Ces réponses sont donc exclues de l'estimation.

Le tableau 9 regroupe les coefficients obtenus pour chaque type de préférence. On peut y noter l'importance que revêt la densité dans l'explication de la préférence pour l'origine française : plus la zone d'emploi est peuplée, plus cette préférence est faible, ce qui prouve que les comportements diffèrent en fonction de la démographie locale.

Tableau 9 : Estimation de la préférence du magasin par sexe et origine

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Préférence pour les femmes	Préférence pour les hommes	Préférence pour l'origine française	Préférence pour l'origine marocaine
HHI (*0,01 par BV)	- 0,01 (0,03)	0,04 (0,03)	0,06 (0,04)	- 0,06 (0,04)
HHI carré (*0,01 par BV)	- 0,0001 (0,0002)	- 0,0003 (0,0002)	- 0,0004 (0,0003)	0,0005 (0,0003)
Taux d'immigration entre 0,065 et 0,095 (par ZE)			0,25 (0,29)	- 0,23 (0,39)
Taux d'immigration supérieur à 0,095 (par ZE)			0,37 (0,40)	- 0,22 (0,49)
Taux de chômage (par ZE)	0,01 (0,05)	- 0,02 (0,039)	0,15** (0,07)	- 0,12 (0,08)
Densité (hab./km ² , par ZE)	- 0,20 (1,89)	- 0,37 (2,07)	- 4,56** (2,27)	1,99 (2,62)
Taux d'ouvriers et d'employés dans la population active (par BV)	1,69 (1,50)	- 1,24 (1,59)	- 0,10 (1,33)	- 1,18 (1,82)
Nombre de caisses	0,003 (0,006)	0,008 (0,006)	0,005 (0,007)	0,006 (0,008)
Franchise/succursale	- 0,21 (0,21)	0,36* (0,22)	- 0,56** (0,24)	0,37 (0,28)
Recrutement central	0,13 (0,25)	- 0,26 (0,26)	0,10 (0,27)	0,16 (0,31)
Île-de-France	-	-	-	-
Périphérie de l'Île-de-France	- 0,84** (0,39)	0,71* (0,40)	- 0,07 (0,54)	- 0,28 (0,62)
Nord	- 0,96** (0,44)	0,90** (0,45)	0	0
Sud-Ouest	- 0,56*** (0,27)	0,40 (0,29)	- 0,28 (0,46)	- 0,43 (0,53)
Sud-Est	- 0,37 (0,40)	0,36 (0,42)	- 0,68 (0,52)	0,60 (0,60)
BV ayant une ville de plus de 30 000 habitants	-	-	-	-
BV dans la périphérie d'une ville de plus de 30 000 habitants	0,09 (0,36)	- 0,21 (0,36)	- 0,68 (0,45)	0,46 (0,53)
BV sans ville de plus de 30 000 habitants	- 0,05 (0,36)	0,07 (0,39)	0,96 (0,59)	0
Constante	0,14 (0,89)	- 1,52 (0,03)	- 0,32 (1,22)	0,46 (1,42)
Nombre d'observations	274	274	253	239

Lecture : BV : bassin de vie; ZE : zone d'emploi. Les écarts-types sont entre parenthèses. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1. L'échantillon ne contient que les magasins ayant répondu positivement à au moins un candidat. La variable dépendante vaut 1 si la catégorie de la colonne est préférée, 0 sinon.

Champ : 391 CV d'hommes et femmes fictifs d'origines française et marocaine reçus sur 5 000 envois, réponses de 274 magasins.

Source : Expérimentation conduite par l'auteur.

*
* *

Cet article utilise les résultats d'une expérimentation dite de *testing* réalisée afin d'observer l'impact de la concurrence sur la discrimination à l'embauche. Le protocole, élaboré dans cette optique, a opté pour un secteur dans lequel il est possible de mesurer la concurrence, la grande distribution, et un emploi, hôte de caisse, où le taux de rotation de la main-d'œuvre est élevé, ce qui permet d'obtenir suffisamment de réponses positives lors de l'expérimentation et des résultats significatifs. Les populations testées sont les hommes – la profession étant essentiellement féminine – et les Français d'origine marocaine car des expérimentations précédentes ont montré qu'ils faisaient l'objet de discrimination dans plusieurs métiers. Dans notre cas, une discrimination significative envers les deux populations testées est avérée. L'origine est une caractéristique particulièrement discriminée puisqu'un candidat d'origine marocaine reçoit quatre fois moins de réponses positives que son contrefactuel d'origine française. À partir de ces différentiels de taux de réponse, l'impact de l'environnement économique et social a été étudié pour essayer d'identifier le type de discrimination en présence.

Les études et monographies réalisées sur le secteur de la grande distribution mettent en avant que les femmes sont embauchées sur des emplois pénibles – par exemple d'hôte de caisse – car

l'élasticité de leur offre de travail aux conditions de travail est plus faible que celle des hommes. Certains employeurs reconnaissent également discriminer les personnes n'ayant pas la peau blanche afin de s'adapter au goût qu'ils attribuent à leur clientèle. Notre étude économétrique prend en compte des variables de l'environnement économique et social des magasins, qui permettent de confirmer en grande partie ces résultats. En effet, l'ajout de paramètres économiques locaux comme le taux de chômage et la composition de la population active montre que les candidats d'origine française sont préférés lorsque la tension sur le marché est moins forte pour les entreprises. La préférence pour ces candidats est également sensible au taux d'immigration de la zone d'emploi : plus il est élevé et plus la préférence va aux candidats d'origine française. Le coefficient lié au type de management montre que lorsque la gestion du magasin n'est pas assurée par son propriétaire, la discrimination est plus faible. Ces résultats invitent à conclure à l'existence d'une discrimination par goût. Cependant, une expérimentation menée sur des emplois sans contact avec la clientèle permettrait de distinguer plus sûrement le type de discrimination. En ce qui concerne le sexe, la préférence pour les femmes est peu expliquée par les variables retenues. Cependant les coefficients significatifs et le signe des variables liées au chômage et à la concurrence tendent à corroborer l'analyse d'ASKÉNAZY et ses coauteurs (2009), qui témoignent d'une exploitation de la situation des femmes sur le marché du travail.

Bibliographie

AEBERHARDT R., FOUGÈRE D., RATHELOT R. (2011), « Commentaire : les méthodes de *testing* permettent-elles d'identifier et de mesurer l'ampleur des discriminations ? », *Économie et statistique*, n° 447, pp. 97-101.

ALLAIN M.-L., CHAMBOLLE C., VERGÉ T. (2008), *La loi Galland sur les relations commerciales : jusqu'où la réformer?*, Paris, Éd. Rue d'Ulm-Presses de l'École normale supérieure, coll. « Collection du CEPREMAP », n° 13.

ALONZO P. (1998), « Les rapports au travail et à l'emploi des caissières de la grande distribution », *Travail et emploi*, n° 76, pp. 37-51.

ARROW K. J. (1973), « The theory of discrimination », in Ashenfelter O., Rees A. (eds), *Discrimination in labor markets*, Princeton, N.J., Princeton University Press, pp. 3-33.

ASHENFELTER O., HANNAN T. (1986), « Sex discrimination and product market competition: the case of the banking industry », *The quarterly journal of economics*, vol. 101, n° 1, pp. 149-174.

ASKÉNAZY P., BERRY J.-B., PRUNIER-POULMAIRE S. (2009), « Travail et salariés dans la grande distribution », in Caroli È., Gautié J., *Bas salaires et qualité de l'emploi : l'exception française?*, Paris, Éd. Rue d'Ulm-Presses de l'École normale supérieure, coll. « Collection du CEPREMAP », n° 17, pp. 333-393.

BECKER G. S. (1957), *The economics of discrimination*, Chicago, University of Chicago Press.

BENDICK M. Jr, JACKSON C. W., REINOSO V. A. (1994), « Measuring employment discrimination through controlled experiments », *The review of black political economy*, vol. 23, n° 1, pp. 25-48.

BENDICK M. Jr, JACKSON C. W., REINOSO V. A., HODGES L. E. (1991), « Discrimination against Latino job applicants: a controlled experiment », *Human resource management*, vol. 30, n° 4, pp. 469-484.

BERSON C. (2012a), « Does competition induce hiring equity? », *Documents de travail du Centre d'économie de la Sorbonne*, n° 2012.19.

- BERSON C. (2012b), *Concurrence et discrimination sur le marché du travail*, thèse pour le doctorat de sciences économiques, Paris, Université Paris-1 Panthéon-Sorbonne.
- 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, n° 4, pp. 991-1013.
- BISCOURP P., BOUTIN X., VERGÉ T. (2008), « The effects of retail regulations on prices: evidence from the loi Galland », *Document de travail*, Paris, Insee, n° G 2008-02.
- BLACK S. E., BRAINERD E. (2004), « Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination », *Industrial and labor relations review*, vol. 57, n° 4, pp. 540-559.
- BLACK S. E., STRAHAN P. E. (2001), « The division of spoils: rent-sharing and discrimination in a regulated industry », *The American economic review*, vol. 91, n° 4, pp. 814-831.
- BROWN C., GAY P. (1985), *Racial discrimination: 17 years after the Act*, London, Policy studies institute.
- CÉDIEY E., FORONI F. (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*, Genève, Bureau international du travail.
- COMANOR W. S. (1973), « Racial discrimination in American industry », *Economica*, vol. 40, n° 160, pp. 363-378.
- DANIEL W. W. (1968), *Racial discrimination in England*, Hamondsworth, Penguin.
- DUGUET E., LÉANDRI N., L'HORTY Y., PETIT P. (2010), « Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? », *Annales d'économie et de statistique*, n° 99-100, pp. 187-215.
- DUGUET E., L'HORTY Y., PETIT P. (2009), « L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissance de l'emploi*, Noisy-le-Grand, Centre d'études de l'emploi, n° 68.
- DUGUET E., 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.
- HECKMAN J. J. (1998), « Detecting discrimination », *Journal of economic perspectives*, vol. 12, n° 2, pp. 101-116.
- HECKMAN J.-J., SIEGELMAN P. (1993), « The Urban Institute audit studies: their methods and findings: response to comments by John Yinger », in Fix M., Struyk R. J. (eds), *Clear and convincing evidence: measurement of discrimination in America*, Washington D.C., Urban Institute Press, Lanham MD, distributed by University Press of America, pp. 271-275.
- HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D., TROSKE K. R. (2002), « Market forces and sex discrimination », *The journal of human resources*, vol. 37, n° 2, pp. 353-380.
- HEYWOOD J. S., PEOPLES J. H. (1994), « Deregulation and the prevalence of black truck drivers », *Journal of law and economics*, vol. 37, n° 1, pp. 133-155.
- JULHE S. (2006), « Les employés de la grande distribution : entre le chef et le client », *Travail et emploi*, n° 105, pp. 7-18.
- LACAZE D. (2001), *Le rôle de l'individu dans la socialisation organisationnelle : le cas des employés dans les services de restauration rapide et de grande distribution*, thèse pour le doctorat en sciences de gestion, Université d'Aix-Marseille III.
- LUNDBERG S. J., STARTZ R. (1983), « Private discrimination and social intervention in competitive labor market », *The American economic review*, vol. 73, n° 3, pp. 340-347.
- MCINTOSH N., SMITH D. (1974), *The extent of racial discrimination*, London, Political and Economic Planning, coll. « P.E.P. Broadsheet », vol. XL, n° 547.
- PEOPLES J., SAUNDERS L. (1993), « Trucking deregulation and the black/white wage gap », *Industrial and labor relations review*, vol. 47, n° 1, pp. 23-35.
- PHELPS E. S. (1972), « The statistical theory of racism and sexism », *The American economic review*, vol. 62, n° 4, pp. 659-661.
- RANSOM M. R., OAXACA R. L. (2010), « New market power models and sex differences in pay », *Journal of labor economics*, vol. 28, n° 2, pp. 267-289.
- RIACH P. A., RICH J. (2002), « Field experiments of discrimination in the market place », *The economic journal*, vol. 112, n° 483, pp. 480-518.
- SMEESTERS B., NAYER A. (1998), « La discrimination à l'accès à l'emploi en raison de l'origine étrangère : le cas de la Belgique », *Cahiers de migrations internationales*, n° 23.