

DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

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

Discrimination résidentielle et origine ethnique : Une étude expérimentale sur les serveurs en Île-de-France

P. Petit, E. Duguet et Y. L'Horty

12-09

Discrimination résidentielle et origine ethnique : Une étude expérimentale sur les serveurs en Île-de-France

Pascale Petit**, Emmanuel Duguet*, Yannick L'Horty*

- * Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435)
- ** Université d'Evry Val d'Essonne, EPEE et TEPP (FR CNRS n°3435)

RESUME

Nous avons effectué un *testing* afin de mesurer la discrimination d'accès à l'emploi des jeunes de banlieue parisienne en considérant à la fois leur origine et leur lieu de résidence. Nous mesurons simultanément les effets du lieu de résidence (banlieue favorisée ou non), de la nationalité (française ou marocaine), et de la consonance du nom et du prénom (évoquant une origine française ou maghrébine), sur les chances d'obtenir un entretien d'embauche en réponse à une offre d'emploi. Notre expérimentation porte sur la profession de serveur pour laquelle nous avons construit 16 profils de demandeurs d'emploi et envoyé 936 CV en réponse à 117 offres d'emploi.

Nous obtenons deux résultats principaux. En premier lieu, nous concluons à une discrimination significative à l'encontre des candidats signalant une origine maghrébine. Deuxièmement, nous relevons une discrimination liée au lieu de résidence mais qui est plus importante pour les candidats les plus diplômés ou qui ont un nom ou un prénom français. Ces éléments contribuent à amplifier la ségrégation ethnique des quartiers.

Mot-clés : discrimination, testing, effets de quartier, expérimentation

Codes JEL: C81, C93, J15, J71

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

Emmanuel DUGUET, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 61 avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil cedex, emmanuel.duguet@u-pec.fr

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes, Champs sur Marne 77454 Marne la Vallée cedex 2, <u>yannick.lhorty@univ-mlv.fr</u>

1. Introduction

L'un des messages essentiels de l'économie urbaine est que le lieu de résidence peut exercer un effet spécifique sur l'état de santé, la richesse ou encore le bien-être des populations. Cet effet du lieu de résidence s'exerce notamment au travers du comportement de recherche d'emploi et des chances de sortir du chômage. Plusieurs mécanismes sont à l'œuvre qui peuvent être classés en trois ensembles si l'on suit la classification des interactions sociales proposée par Manski (2000). Tout d'abord, il y a le canal endogène, selon lequel la propension d'un individu à se comporter d'une certaine manière varie avec le comportement de ses voisins. Normes sociales, influence des pairs, action des réseaux sociaux appartiennent à ce type d'interactions endogènes de quartier. Ensuite, le lieu de résidence peut jouer au travers d'interactions contextuelles, selon lesquelles la propension d'une personne à se comporter d'une certaine manière varie selon les caractéristiques exogènes du quartier. Ces caractéristiques ne dépendent pas du choix individuel, comme par exemple, l'âge, l'ethnie ou l'origine, et ont néanmoins un effet sur les comportements individuels dans le quartier, principalement au travers d'effets de composition. Le troisième type de mécanismes est celui des effets corrélés, qui n'a pas à proprement parler de dimension sociale. Le lieu de résidence a des effets sur les comportements des habitants au travers de caractéristiques liées spécifiquement au quartier et indépendantes des caractéristiques de ses habitants. Nous pouvons regrouper dans cette catégorie les effets du voisinage liés à la présence d'aménités locales, ou à la distance aux entreprises et aux effets de spatial mismatch, dans la lignée de l'hypothèse de John Kain. Il semble important de distinguer entre les interactions endogènes, les effets contextuels et les effets corrélés, car ces canaux ont des implications différentes du point de vue de l'action publique.

Au travers de tous ces mécanismes théoriques, le lieu de résidence exerce un effet *ceteris paribus* sur les chances d'accéder à un emploi. Cet effet est toutefois très difficile à identifier empiriquement. Pour mettre en évidence de façon rigoureuse un impact causal du quartier sur les comportements individuels de recherche d'emploi, il faut pouvoir surmonter un problème de biais d'endogénéité. Pour l'individu, le lieu de résidence n'est pas une donnée exogène. Il a été choisi selon un ensemble de caractéristiques personnelles et certaines de ces caractéristiques peuvent affecter les chances d'accéder à un emploi. Afin de mesurer l'influence spécifique du lieu de résidence, il faut contrôler de ce biais d'endogénéité. Pour y parvenir, plusieurs stratégies empiriques sont mises en œuvre dans la littérature. On utilise *i*) des variables instrumentales, en suivant la voie ouverte par Cutler et Gleaser (1997), *ii*) des sous-échantillons de résidents qui ne choisissent pas leur lieu de résidence, le plus souvent des adolescents comme dans le papier

fondateur de O'Regan et Quigley (1996), *iii*) des régressions sur données de panel qui contrôlent la sélection du quartier sur la base de caractéristiques individuelles non observées invariantes dans le temps, comme dans Weinberg *et alii* (2004) *iv*) des panels de frères ou de sœurs comme dans Plotnick et Hoffman (1999). Toutes ces stratégies empiriques tentent de reproduire artificiellement des données de qualité expérimentale. L'objectif est d'isoler l'effet propre du lieu de résidence, de celui de la distance physique à l'emploi (ou *spatial mismatch¹*) et de la contribution de la composition socio-démographique, qui conditionne les effets de voisinage.

La meilleure preuve de l'existence d'un effet de voisinage serait d'effectuer directement une expérience contrôlée dans laquelle les personnes seraient distribués de façon aléatoire dans l'espace. C'est la voie suivie par les études qui ont utilisé les résultats des deux grands programmes menés aux États-Unis pour lutter contre la ségrégation urbaine : le programme Gautreaux, à la fin des années soixante-dix, et le programme *Moving to Opportunity*, lancé en 1992. Ainsi, Kling, Liebman et Katz (2007) exploitent la dimension aléatoire de l'offre d'accès au logement au sein du programme *Moving to Opportunity* pour évaluer, quatre à sept ans après le début du programme, les effets du quartier de résidence sur la pauvreté des ménages avec enfants dont la personne de référence est une femme issue d'une minorité ethnique, au sein des logements sociaux de cinq villes américaines. En Europe, un autre bon exemple de ce type d'approche est le travail d'Åslund, Östh et Zenou (2010), qui exploite une politique suédoise de dispersion des localisations des réfugiés pour obtenir une variation exogène du lieu de résidence, et conclut que le fait d'avoir été placé au début des années 1990 dans un lieu avec un accès restreint à l'emploi a exercé un effet négatif sur la situation d'emploi atteinte à la fin de la décennie.

Dans cet article, nous utilisons une méthode expérimentale permettant de mesurer et d'identifier un effet de quartier spécifique, que nous appliquons à la région parisienne pour une profession donnée. Le type d'effet de quartier que nous mesurons est une discrimination à l'embauche à l'encontre des habitants d'une zone urbaine donnée, qui appartient à la catégorie des effets corrélés dans la typologie de Manski. La discrimination résidentielle est un effet de quartier particulièrement intéressant, car c'est un comportement d'employeur qui correspond donc à une décision prise par quelqu'un qui ne réside pas dans la zone discriminée.

¹ Pour un survol de littérature sur le *spatial mismatch*, voir Gobillon *et alii*, 2007.

Cet article s'inscrit dans un programme de recherche² dont l'objet est de construire des protocoles expérimentaux afin de mesurer statistiquement l'ampleur des discriminations. Trois originalités de ce programme peuvent être soulignées. La première réside dans le domaine qui est exploré: les discriminations à l'embauche en région parisienne. La seconde particularité réside dans le fait que plusieurs facteurs de discrimination sont analysés simultanément. Dans cet article, nous distinguons les effets du lieu de résidence de ceux de la nationalité et de l'origine. La méthodologie que nous utilisons permet d'évaluer finement dans quelle mesure ces facteurs de discrimination différents se combinent et se cumulent. La troisième originalité réside dans le fait qu'un protocole rigoureux de collecte des observations a été construit tout en ayant recours à des méthodes économétriques qui ont permis de tester la qualité des résultats. Afin de distinguer cet article des autres publications d'ores et déjà réalisées dans le cadre de ce programme, le tableau ci-dessous présente de façon synthétique les caractéristiques de l'ensemble de nos travaux précédents. Dans le présent article, nous exploitons une campagne de testing réalisée fin 2006 sur la profession des serveurs qui mesure, pour un niveau de qualification intermédiaire, les effets simultanés du lieu de résidence, de la nationalité et de l'origine ethnique signalée par la consonance du nom et du prénom.

² Le programme GEODE (Groupe pour l'Evaluation de l'Origine des Discriminations à l'Embauche) de la fédération de recherche TEPP (FR CNRS n° 3435).

Tableau 1. Testing de discrimination à l'embauche : Une mise en perspective des études réalisées dans le cadre du programme GEODE

Réfe	érence	Annales d'Economie et Statistique, 2005, (78)	Annales d'Economie et Statistique *, 2010 (99-100)	Economie et Statistique, 2012	Revue Française d'Economie 2012(XXVI)	Document de travail TEPP 11-5	Economie et Prévision * (Cette étude)
Au	teurs	Duguet, Petit	Duguet, Léandri, L'Horty, Petit	L'Horty, Duguet, Du Parquet, Petit, Sari	Du Parquet, L'Horty, Duguet, Petit, Sari	Petit, Duguet, L'Horty, Du Parquet, Sari	Petit, Duguet, L'Horty
Campagne	Date	Janvier à mars 2002	Octobre à novembre 2006	Décembre 2008 à janvier 2009	Octobre 2008 à mars 2009	Février à Avril 2009	Octobre à novembre 2006
de testing	Nb d'offres d'emploi testées	157	140	307	300	303	117
	Nb de CV envoyés	942	1097	3684	1200	2422	936
Profil	Secteur d'activité	Banque et Assurance	Comptabilité-Gestion	Informatique	Comptabilité-Gestion	Informatique	Restauration
des offres	Niveau de Qualification	BAC/BAC+2	BAC/BAC+2	BAC+5	BAC+5	BAC+5	BEP/BAC
	Sexe	H/F	Н	H/F	H/F	H/F	Н
Profil des candidats	Origine	France	France, Maghreb	France, Maghreb	France	France, Maghreb, Afrique Subsaharienne, Asie	France, Maghreb
carididats	Lieu de résidence	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui
	Enfants	Oui	Non	Non	Non	Non	Non
	Permis de conduire	Non	Non	Non	Oui	Non	Non

^{*}Les premiers résultats de ces deux campagnes de *testing* ont été diffusés sous la forme d'un rapport du CAS (Duguet *et alii*, 2007).

L'article est composé de cinq autres sections. La deuxième section présente la méthodologie du testing. La section suivante décrit le protocole retenu pour la construction des CV et la collecte de données. La quatrième et la cinquième sections présentent les résultats obtenus. La dernière section conclut.

2. L'apport du testing à la mesure des effets de quartiers

L'objectif du testing est de se prémunir contre un éventuel biais d'endogénéité tout en contrôlant de la composition sociodémographique de la zone urbaine. Il s'agit de mesurer un effet spécifique du lieu de résidence, indépendamment de l'inadéquation des qualifications des résidents ou de la distance physique à l'emploi, qui sont des canaux fréquemment avancés dans la littérature pour rendre compte d'un effet du local. Il s'agit également d'éviter les problèmes d'agrégation et de réflexivité liés à l'externalité sociale et à l'interdépendance entre les comportements individuels et collectifs. Pour y parvenir, la méthode retenue est celle du testing qui, dans son principe, consiste à construire et à envoyer deux CV fictifs mais réalistes similaires en tous points sauf sur une caractéristique non productive dont on cherche à mesurer l'influence, ici le lieu de résidence. Les deux CV sont envoyés simultanément en réponse aux mêmes offres d'emplois. 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. 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 toutes choses égales par ailleurs. En pratique, c'est la seule méthode qui permette de mesurer de façon rigoureuse des discriminations à l'embauche mais cette mesure n'est valable qu'à un moment donné du temps, pour une profession particulière et dans un espace géographique donné (cf. encadré).

L'une des premières études mobilisant la méthodologie du *testing* dans le domaine des discriminations à l'embauche a été celle de Firth (1981), réalisée au Royaume-Uni entre octobre 1977 et mars 1978, qui examine la discrimination à l'encontre des étrangers dans les professions comptables et financières. Elle met en évidence une discrimination significative à l'encontre des étrangers.

De nombreux autres travaux ont suivi la même démarche mais très peu d'études ont analysé spécifiquement l'impact du lieu de résidence sur l'accès l'emploi. Bertrand et Mullainathan (2004) mesurent l'accès aux entretiens d'embauche pour les jeunes blancs et les jeunes candidats noirs pour des emplois administratifs et 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 banc. En revanche, résider dans un quartier favorisé accroît les probabilités de succès des candidats noirs et blancs dans des proportions comparables. En

France, L'Horty *et alii* (2012) mesurent l'accès à l'emploi des jeunes informaticiens qualifiés qui résident dans trois localités du Val d'Oise (Enghien les Bains, Sarcelles et Villiers le Bel), en distinguant les candidats à la fois selon leur sexe et selon leur origine ethnique (française ou maghrébine). Ils trouvent un effet significatif du lieu de résidence qui s'avère différencié selon le sexe et l'origine : habiter une localité défavorisée diminue davantage les chances d'accéder à l'emploi pour les femmes d'origine française.

A distance domicile-travail donnée, le lieu de résidence est une caractéristique non productive individuelle qui peut fournir la base d'une discrimination au sens de Heckman (1998), pour lequel la discrimination du marché du travail apparaît lorsqu'une entreprise ne réserve pas les mêmes attributs (salaires, accès à l'emploi, à la formation, aux promotions, etc.) pour deux employés dont les caractéristiques productives sont totalement identiques et dont les caractéristiques non productives sont différentes. Toutefois, dans le cas de la France, le lieu de résidence n'est pas l'un des 18 motifs de discrimination prohibés par la loi (contrairement au sexe, à l'âge, l'origine, les opinions politiques, les convictions religieuses, etc.).

Il est intéressant de pouvoir distinguer la discrimination liée au lieu de résidence d'autres formes de discriminations, et en particulier selon l'origine. Comme le suggère Heckman (1998), il est possible que le moindre accès à l'emploi des jeunes issus de l'immigration résulte d'un signal négatif lié à leur quartier de résidence. Afin de tenir compte de cette possibilité et d'isoler un effet du lieu de résidence indépendamment de l'origine, nous avons construit plusieurs types de CV. Le test a consisté à envoyer ces CV accompagnés de lettres de motivations fictives en réponse à un échantillon d'offres d'emploi de serveurs.

Les limites du testing

La méthode du *testing* est la seule qui permette de prouver l'existence ou l'absence d'une discrimination à l'embauche. En effet, les données expérimentales issues d'un *testing* sont les seules à être dépourvues de biais d'auto-sélection et garantissent que les candidats à l'embauche ont exactement les mêmes caractéristiques (en particulier celles qui sont inobservables par les statisticiens dans les données d'enquête ou les données administratives). Il s'agit donc d'un outil performant pourvu qu'il soit utilisé à bon escient. Toutefois, la méthode du *testing* connaît certaines limites qu'il importe de souligner (Duguet, L'Horty, Petit, 2009).

Les données recueillies 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, c'est-à-dire pour une profession particulière dans un espace géographique donné. Les résultats d'un *testing* particulier ne peuvent donc pas fournir un indicateur synthétique de l'ampleur de la discrimination à l'embauche sur l'ensemble du marché du travail. Elle ne permet pas de constituer un échantillon représentatif. Toute agrégation et toute comparaison sectorielle, régionale voire internationale s'avère discutable si elle s'appuie sur un mélange de professions variées dans des proportions variables.

3. Le protocole de l'expérimentation

Le protocole est le même que celui suivi dans Duguet *et alii* (2010), qui porte sur une autre profession, celle des comptables. 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 maghrébine de son nom et la consonance française ou maghrébine de son prénom (tableau 2). 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 localisés dans une banlieue réputée défavorisée ou une banlieue réputée favorisée. Les deux types de localisation ont été choisis à égale distance du centre de Paris, afin de neutraliser les effets potentiels de la distance à l'emploi. Au total, nous avons donc constitué huit types de candidatures. Le choix du Maroc pour la nationalité étrangère a été guidé par le fait que plusieurs études montrent que ce sont les immigrés et enfants d'immigrés d'origine maghrébine qui rencontrent le plus de difficultés dans l'accès à un emploi (Richard, 2006; Silberman et Fournier, 2006).

Tableau 2: Quatre types de CV

CV	Nationalité	Nom de famille	Prénom
MMM	Marocaine	Maghrébin	Maghrébin
FMM	Française	Maghrébin	Maghrébin
FMF	Française	Maghrébin	Française
FFF	Française	Française	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, 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 maghrébine. 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 maghrébine. La seule différence entre ces deux candidatures tient au fait que l'un des candidats a un prénom à consonance maghrébine 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 maghrébin 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 maghrébine 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 maghrébine.

Nous évaluons la discrimination à l'embauche sur des postes peu qualifiés et des postes qualifiés dans le domaine du service en salle dans la restauration. La profession de serveur a été retenue parce qu'il existe un grand nombre d'offres d'emploi correspondantes en région parisienne ce qui permet de construire un échantillon de taille suffisante et de minimiser le risque de détection. Les serveurs ont un contact direct et régulier avec les clients ce qui les expose à un risque de discrimination à l'embauche lié aux préférences réelles ou supposées de la clientèle. Deux types d'établissements se distinguent dans le secteur de la restauration : les restaurants « gastronomiques » qui pratiquent des prestations et des tarifs élevés et les restaurants « traditionnels » qui pratiquent des tarifs plus faibles. Nous avons construit deux types de qualifications correspondant aux profils attendus dans ces deux types d'établissements. Les candidats peu diplômés sont dotés d'un brevet d'études professionnelles (BEP) « Métiers de la restauration et de l'hôtellerie ». Ce niveau est requis explicitement ou implicitement pour les emplois de commis de salle et de serveur dans les restaurants traditionnels³. Les candidats les plus diplômés sont, quant à eux, dotés d'un baccalauréat professionnel « Restauration » et du BEP. Ce niveau de diplôme est nécessaire pour occuper les emplois de commis de salle ou de serveur dans les restaurants gastronomiques et les emplois de demi-chef de rang et chef de rang dans les deux types d'établissements.

Pour chacun des deux niveaux de diplôme, 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 (18 ans pour les titulaires d'un BEP, 20 ans pour les titulaires d'un baccalauréat). Les huit CV sont par ailleurs identiques en termes de qualification et d'expérience. Les huit candidats ont les mêmes diplômes, obtenus en même temps (en juin 2005). Ils pratiquent l'anglais à un niveau

³ Cette dénomination inclut également les restaurants « tendance », les brasseries et les bars à vin.

scolaire ou professionnel⁴. Tous sont titulaires du permis de conduire et ont un véhicule. 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 de 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 standard. Les candidats ont travaillé dans des entreprises différentes, localisées dans des arrondissements de Paris différents. Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standard 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 chacun des deux niveaux de diplôme portent des prénoms et des noms différents qui affichent sans ambiguïté une consonance française ou maghrébine. Ils sont reproduits dans le tableau 3.

Tableau 3: Identité des candidats

	MMM et FMM	FMF	FFF
	KAIDI Abdallah		
Emplois peu	BELKACEM Youssuf	EL HADJ François	MARTIN Bruno
qualifiés	AAZOUZ Soufiane	JLASSI Christophe	PAGE Frédéric
	BRAHIMI Karim		
	HADDAD Nordine		
Emplois qualifiés	CHETTOUH Mohamed	MEKHLOUFI Nicolas	LECOMTE Thomas
Linpiois qualifies	ZALEGH Mounir	AIT OURAB Olivier	DUBOIS Julien
	BEN CHARGUI Medhi		

10

⁴ Les bacheliers en restauration sont tenus d'effectuer un stage de 6 semaines à l'étranger au cours de leur scolarité.

Les huit candidats de chacun des deux niveaux de diplôme habitent en Île-de-France. Leur lieu de résidence apparaît dans leur CV. Quatre d'entre eux, de types MMM, FMM, FMF et FFF, sont localisés dans des villes réputées « favorisées »; les quatre autres, également de types MMM, FMM, FMF et FFF, sont localisés dans des villes réputées « défavorisées »⁵. Les lieux de résidence des candidats sont reproduits dans le tableau 4. Ils ont été choisis sur la base de deux séries de critères. Premièrement, ces villes sont situées à égale distance du centre de Paris (environ 30 minutes en transports publics), ce qui neutralise l'effet possible du *spatial mismatch*. Deuxièmement, nous avons vérifié avec de nombreux indicateurs statistiques que les villes défavorisées présentaient effectivement des caractéristiques moins positives que les villes réputées favorisées (selon le taux de pauvreté, le revenu par habitant, la richesse par habitant). Par ailleurs, au moins une «Zone Urbaine Sensible" (ZUS) est située dans chacune des villes réputées défavorisées.

Tableau 4 : Lieu de résidence des candidats

Villes réputées défavorisées	Villes réputées favorisées
Bobigny (93) Bondy (93) Epinay sur Seine (93) Stains (93)	Champigny sur Marne (94) La Varenne Saint-Hilaire (94) Nogent sur Marne (94)

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, 936 réponses ont été envoyées sur une période de deux mois.

⁵ Au moins une zone urbaine sensible (ZUS) y est localisée d'après le décret n°96-1156 du 26/12/1996 (Atla s des ZUS : http://i.ville.gouv.fr).

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.

Pôle 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* et *L'Hôtellerie Restauration*). Aucune candidature spontanée n'a été envoyée. Les candidatures parvenaient aux recruteurs par voie postale quelques jours après la parution des offres.

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. 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'Île-de-France 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'influence systématiquement le choix des entreprises pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), nous avons régulièrement permuté les CV. Les supports ont ainsi 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.

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 qualifications⁶. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas.

4. Les écarts bruts de taux de succès: une discrimination présumée

Globalement 31% des offres d'emploi testées ont fait l'objet d'une réponse positive pour au moins l'un des 8 candidats fictifs. Les différences brutes de succès entre les candidats sont présentées dans le tableau 5. L'origine ethnique semble exercer un effet très net sur la probabilité d'obtenir un rendez-vous pour un entretien d'embauche. Ce sont les candidats qui affichent une origine maghrébine qui ont la plus faible probabilité d'être invité à un entretien (5-6%). Cette probabilité augmente fortement lorsque le candidat a un prénom français (10,7%) et atteint son maximum pour les candidats avec un nom de famille et un prénom français (16,7%). Cela confirme la conclusion de notre étude antérieure sur la profession de comptable (Duguet et alii, 2010). Nous constatons aussi qu'un niveau de diplôme supérieur (baccalauréat plutôt que BEP), double presque le taux de succès (6,4% vs 12,7%). Mais ce qui nous intéresse le plus ici est la différence de traitement entre les localités défavorisées et favorisées.

Nous trouvons que le lieu de résidence exerce un effet d'une ampleur comparable à celui du niveau de diplôme : les candidats des villes défavorisés ont 7,3% de chances d'accéder à un entretien, tandis que les chances des candidats des villes favorisées sont de 11,8%. Cependant, ce premier résultat global peut cacher l'hétérogénéité des effets. Pour le vérifier, il est prudent d'examiner les différences selon la localité, et pour chaque type de candidat.

⁶ 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 répondions que le candidat venait de trouver un emploi.

Tableau 5 - Taux de succès bruts

Echantillon	Nombre de Candidatures envoyées	Taux de succès	Nombre de CV à envoyer pour obtenir une invitation
Faible diplôme (BEP)	472	6.4%	16
Diplôme élevé (BAC)	464	12.7%	8
Localité défavorisée	468	7.3%	14
Localité favorisée	468	11.8%	8
Origine apparente:			
MMM	234	4.7%	21
FMM	234	6.0%	17
FMF	234	10.7%	9
FFF	234	16.7%	6
Part des offres avec au moins une réponse positive		30,8%	

Les *t* de Student ont été calculés par la méthode du bootstrap par bloc avec 100,000 tirages. MMM : Nationalité marocaine, nom et prénom maghrébins, FMM : Nationalité française, nom et prénom maghrébins, FMF : Nationalité française, nom maghrébin et prénom français, FFF : Nationalité, nom et prénom français.

Le tableau 6 présente l'effet de la localité de résidence selon différents conditionnements en appariant les candidatures sur les mêmes offres d'emploi. L'effet global que nous avons déjà trouvé (11,8% -7,3% = 4,5%) peut être décomposé de la manière suivante. Premièrement, les candidats peu diplômés sont confrontés à une moindre discrimination en raison du lieu de résidence (2,5%) que les candidats plus diplômés (6,4%). De telles différences constituent une incitation pour les candidats diplômés à déménager pour habiter dans des localités favorisées. Nous constatons aussi que l'effet de la localité ne joue pas de la même façon pour toutes les origines. Un résultat très intéressant est que les effets les plus forts se rencontrent pour les candidats ayant un nom ou un prénom français. Les candidats de nom et prénom français voient leurs chances d'obtenir un rendezvous pour un entretien d'embauche passer de 12% à 21,4% (+9,4%) lorsque l'on modifie le lieu de résidence indiqué sur le CV. Cela peut inciter fortement les candidats d'origine française à déménager dans une banlieue favorisée. Le deuxième type de candidat le plus discriminé quand il réside dans une commune défavorisée est le candidat avec un prénom français et un nom maghrébin (+4,3%), mais l'écart n'est significatif que pour un test unilatéral au seuil de 10% (valeur critique : 1,28). Nous montrons en annexe que la puissance de ce test est très faible en raison de la taille limitée de l'échantillon. De ce fait, accepter l'hypothèse nulle de non significativité des écarts amènerait à une valeur inacceptable de la probabilité de conclure à l'absence de discrimination alors qu'elle existe (dite erreur de seconde espèce, égale à 71% selon le tableau 12 de l'annexe 2). Ainsi, les candidats ayant un prénom ou un nom français perdraient effectivement leur avantage sur le

marché du travail dès lors qu'ils résident dans une commune défavorisée. En suivant le même raisonnement, nous trouvons que les candidats étrangers pourraient subir une discrimination modérément plus forte (+2,6%) s'ils résidaient dans une commune défavorisée

Tableau 6 – Effets du lieu de résidence pour différents sous-échantillons

Echantillon	Taux de succès: localités favorisées (1)	Taux de succès: localités défavorisées (2)	Différence (1)-(2)	Student
Toutes les observations	11.8%	7.3%	4.5%	3.40
Peu diplômés (BEP)	7.6%	5.1%	2.5%	1.75
Diplôme élevé (BAC)	15.9%	9.5%	6.4%	2.95
Origine apparente				
MMM	6.0%	3.4%	2.6%	1.36
FMM	6.8%	5.1%	1.7%	0.83
FMF	12.8%	8.5%	4.3%	1.52
FFF	21.4%	12.0%	9.4%	2.73

Les comparaisons sont faites sur les mêmes offres d'emploi. Les t de Student ont été calculés par la méthode du *bootstrap* par bloc avec 100,000 tirages. MMM : Nationalité, nom et prénom d'origine maghrébine, FMM : Nationalité française, nom et prénom d'origine maghrébine, FMF : Nationalité française, nom maghrébin et prénom français, FFF : Nationalité, nom et prénom français.

Nous avons également calculé les taux de succès en croisant plus finement origine et niveau de diplôme. C'est l'objet du tableau 7 où l'effet du lieu de résidence est mesuré de façon plus détaillée en comparant des candidats qui ont à la fois la même origine et le même niveau de diplôme. Nous constatons qu'il y a un seul type de candidat qui subit une discrimination importante: le candidat les plus diplômé d'origine française. Leurs chances d'obtenir un entretien d'embauche passe de 15,5% à 34,5% (+ 19%) lorsqu'ils déménagent d'une localité défavorisée à une localité privilégiée, ce qui constitue une incitation puissante à quitter une banlieue défavorisée lorsque l'on y réside.

Tableau 7 - Effets du lieu de résidence pour différents sous-échantillons selon le niveau de diplôme

Sample	Diplôme	Taux de succès: localités favorisées (1)	Taux de succès: localités défavorisées (2)	Différence (1)-(2)	Student
Origine					
apparente:					
MMM	Faible (BEP)	5.1%	3.4%	1.7%	0.46
	Elevé (BAC)	6.9%	3.4%	3.5%	0.84
FMM	Faible (BEP)	5.1%	1.7%	3.4%	1.03
	Elevé (BAC)	8.6%	8.6%	0	0
FMF	Faible (BEP)	11.9%	6.8%	5.1%	0.95
	Elevé (BAC)	13.8%	10.3%	3.5%	0.57
FFF	Faible (BEP)	8.5%	8.5%	0	0
	Elevé (BAC)	34.5%	15.5%	19.0%	2.42

Les comparaisons sont faites sur les mêmes offres d'emploi. Les intervalles t de Student ont été calculés par la méthode du *bootstrap* par bloc avec 100,000 tirages. MMM : Nationalité, nom et prénom d'origine maghrébine, FMM : Nationalité française, nom et prénom d'origine maghrébine, FMF : Nationalité française, nom maghrébin et prénom français, FFF : Nationalité, nom et prénom français.

5. Econométrie des taux de succès : la discrimination confirmée

Il est important de confirmer ces premiers résultats à l'aide d'une estimation économétrique permettant de contrôler de l'ensemble des déterminants potentiels des discriminations présents dans les données. En particulier, le testing ne permet pas de contrôler les caractéristiques des recruteurs, mais seulement celles des demandeurs d'emploi, d'où l'intérêt de l'économétrie. Pour cela, nous effectuons une régression sur une mesure globale de la discrimination pour l'ensemble des réponses aux offres d'emploi. On prend comme groupe de référence la localité favorisée et on la compare à la localité défavorisée. Pour chaque offre d'emploi, nous disposons d'un certain nombre de réponses pour chacun des groupes de CV (FFF et les autres). Il est ainsi possible de calculer, pour chaque offre d'emploi, les taux de réussite de chaque groupe. La méthodologie employée est présentée en détail dans Duguet *et alii* (2010).

Puisque nous avons 117 offres d'emploi, nos régressions sont effectuées sur un petit nombre d'observations. C'est pourquoi nous devons prendre quelques précautions dans le calcul des écarts-types. Nous avons choisi de les calculer par la méthode du bootstrap par bloc.⁷

_

⁷ Sur le bootstrap, voir Efron et Tibshirani (1994).

Les résultats des régressions confirment nos conclusions précédentes. Le tableau 8 en annexe effectue une régression de la différence de traitement entre les localités favorisées et défavorisés pour les candidats d'origine française. La seule variable significative est le niveau de diplôme. Le coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon est égal à 9,4 % relativement au candidat avec le faible niveau de diplôme et 0.094+0.19×(1–0.49)=19% correspond à la statistique sur les CV appariés. Par conséquent, aucune variable liée aux conditions de l'expérimentation ni aucune variable d'entreprise ne biaise nos résultats. Nous avons testé la taille de l'entreprise, la nature de l'activité (restaurant adossé à un hôtel), le temps de transport entre l'entreprise et le candidat, la localisation parisienne ou non de l'activité, le type de contrat (à durée indéterminée ou non, le fait que l'annonce transite ou non par Pôle Emploi, et même, l'influence du timbre sur l'enveloppe de la candidature en comparant l'effet d'un timbre Marianne et celui d'un timbre fantaisiste (représentant le personnage de bande dessinée Cubitus). Aucune de ces variables n'est significative.

Les tableaux 9 à 11 présentent les mêmes résultats pour les candidats FMF, FMM et MMM. On ne trouve aucun effet significatif des variables liées aux conditions de l'expérimentation ou aux caractéristiques des entreprises. Par conséquent, les résultats et les commentaires précédents obtenus sans régression sont bien robustes.

6. Conclusion

Afin de mesurer l'ampleur des pratiques d'embauche discriminatoires subies par les jeunes d'origine étrangère dans les banlieues d'Ile-de-France, nous avons présenté dans cette étude les résultats d'une expérience contrôlée menée sur la profession de serveurs. Pour mener à bien cette expérience, nous avons construit 16 profils de demandeurs d'emploi et envoyé 936 réponses à 117 offres d'emploi publiées entre octobre et novembre 2006. Le but de l'expérience était de mesurer simultanément les effets sur les chances d'être invité à un entretien d'embauche du lieu de résidence (favorisé ou non), de la nationalité et de l'origine ethnique révélée par la consonance du nom et du prénom (française ou maghrébine). L'idée était d'analyser les effets croisés de facteurs de discriminations diverses, telles que le lieu de résidence, la nationalité et l'origine en utilisant une mesure fiable fondée sur un protocole rigoureux de collecte des observations et utilisant des techniques statistiques et économétriques permettant de vérifier la significativité et la robustesse des résultats.

Une première conclusion se dégage de cette étude. Elle concerne l'ampleur des discriminations à l'embauche qui s'exercent à l'encontre ses jeunes d'origine maghrébine dans la banlieue parisienne. Lorsque l'on cherche un emploi comme garçon de café, les chances d'obtenir un rendez-vous pour

un entretien d'embauche sont nettement plus élevées pour les candidats qui affichent une origine française que pour ceux qui signalent une origine maghrébine. Les maghrébins doivent, en moyenne, envoyer quatre fois plus de CV pour obtenir le même nombre de rendez-vous à des entretiens d'embauche que les candidats d'origine française. Ces différences considérables, présentes dans les données brutes, ont été confirmées par les tests statistiques et les régressions économétriques.

La deuxième conclusion principale de cette étude est l'existence d'une discrimination résidentielle par les employeurs. Nous trouvons des différences très importantes de taux de succès entre tous nos candidats selon leur lieu de résidence: les candidats des localités défavorisées de banlieue ont 7,3% de chances d'obtenir un rendez-vous pour un entretien d'embauche, tandis que les chances des candidats des localités favorisées de banlieue atteignent 11,8%. Lorsque nous comparons les candidats qui ont la même origine et le même niveau de diplôme, afin d'éviter les effets de composition, nous trouvons que la discrimination résidentielle ne concerne que les candidats les plus diplômés d'origine française. Leurs chances d'obtenir un rendez-vous pour un entretien passe de 15,5% à 34,5% (soit 19 points de hausse) en changeant uniquement le lieu de résidence. Ce résultat constitue une puissante incitation à quitter les localités les moins favorisées. Les décisions des employeurs contribuent ainsi à amplifier les ségrégations urbaines.

Bibliographie

Andrews D. et M. Buchinsky (2000). "A Three-Step Method for Choosing the Number of Bootstrap Repetitions". *Econometrica*, vol. 68(1), 23-51.

Åslund, O., Östh, J. et Y. Zenou (2010), "How crucial is distance to jobs for ethnic minorities? Old question – Improved answer", *Journal of Economic Geography*, 10, 389-422.

Bertrand M. et 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.

Cain G. (1986), "The economic analysis of labor market discrimination: a survey", *Handbook of Labor Economics*, vol 1, p 694-785.

Cutler D.M. et Glaeser E.L. (1997). "Are Ghettos Good or Bad?", *Quaterly Journal of Economics*, vol 112, pp827-872.

Duguet E., L'Horty Y. et Petit P., (2007). « Discriminations à l'embauche : Un *testing* sur les jeunes des banlieues d'Île-de-France », *Rapports et documents*, Centre d'Analyse Stratégique, n°03-05.

Duguet E., L'Horty Y. et Petit P., (2009). «L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissance de l'Emploi*, Centre d'études de l'emploi, n°68, août, 4 p.

Duguet E., Léandri N., L'Horty Y. et Petit P. (2010). "Are Young French Job Seekers of Ethnic Immigrant Origin Discriminated Against? A Controlled Experiment in the Paris Area", *Annals of Economics and Statistics*, Number 99-100, July-december, pp 187-215.

Efron B. et R. Tibshirani (1994). *An introduction to the bootstrap*. Monograph on Statistics and Applied Probability N°57. Chapman & Hall/CRC, ISBN 0412042312.

Ellen, I.G. et Turner, M.A. (1997) "Does Neighborhood Matter? Assessing Recent Evidence". *Housing Policy Debate* 8, pp. 833-866.

Firth, M., 1981, Racial discrimination in the British labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, 34(2), 265-272.

Fleiss J., B. Levin et M. Cho Paik (2003). *Statistical Methods for Rates and Proportions*. 3e edition, Wiley series in probability and statistics. ISBN 978-0-471-52629-2.

Galster G.C. (2010). "The Mechanism(s) of Neighborhood Effects: Theory, Evidence, and Policy Implications", Paper for presentation at the ESRC Seminar: "Neighbourhood Effects: Theory & Evidence", St. Andrews University, Scotland, UK.

Gobillon L., Selod H., Zénou Y. (2007). « The Mechanisms of Spatial Mismatch », *Urban Studies*, vol 44, n°13.

Heckman J.J. (1998), "Detecting Discrimination", *Journal of Economic Perspectives*, Spring, Vol. 12, No. 2, pp 101-116.

Kling J.R., J. B. Liebman and L. F. Katz (2007). «Experimental Analysis of Neighborhood Effects», *Econometrica*, 75:1, pp 83-119.

L'Horty Y., Duguet E., du Parquet L., Petit P. et Sari F., (2012), « Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France », *Economie et Statistique*, à paraître.

Leventhal, T., & Brooks-Gunn, J. (2000). "The Neighborhoods They Live In". *Psychological Bulletin* 126(2), pp. 309-337.

Manski C. (1993) "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem," *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 3, pp. 531-542.

Manski C. (2000) "Economic Analysis of Social Interactions," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 3, 2000, pp.115-136.

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.

O'Regan K. and M. Quigley (1996). "Spatial effects upon employment outcomes: the case of New Jersey Teenagers", *New England Economic Review*, pp 41-58.

Petit P. (2003), "Comment évaluer la discrimination à l'embauche?" Revue Française d'Économie, 17 (3), pp. 55-87.

Plotnick R.D. and S.D. Hoffman (1999). "The Effect of Neighbourhood Characteristics on Young Adult Outcomes: Alternative Estimates". *Social Science Quarterly*, Vol. 80, No. 1, pp. 1-18.

Riach P. et Rich J. (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*, CEREQ, n° 226.

Weinberg B., P. Reagan and J. Yankow (2004). "Do Neighbourhoods Affect Work Behavior? Evidence from NLSY79", *Journal of Labour Economics*, vol 22, pp 891-924.

Annexe 1. Analyse économétrique

Tableau 8: Discrimination conditionnelle au lieu de résidence – candidats FFF
Sélection par élimination avec écart-types calculés par le bootstrap

Les *t* de Student sont calculés par la méthode du bootstrap par bloc avec 100,000 tirages.

Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus *	se Timbre Marianne *	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi		eanius Bentreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
Coefficient	0.094	0.415	0.215	0.244	-0.019	-0.039	0.064	-0.013	-0.034	-0.226	0.182	0.139	0.429	0.092	-0.385	0.122	0.080	-0.065
Student	2.76	1.64	1.88	0.244	0.019	0.92	0.004	0.07	0.48	0.87	0.102	1.27	1.37	0.092	2.32	1.80	0.000	1.07
Coefficient	0.094	0.414	0.215	0.242	0.02	-0.039	0.064	-0.013	-0.034	-0.227	0.182	0.139	0.428	0.092	-0.386	0.122	0.074	-0.065
Student	2.75	1.66	1.97	0.67		0.93	0.41	0.08	0.47	0.91	0.71	1.28	1.37	0.95	2.43	1.82	1.38	1.07
Coefficient	0.094	0.414	0.215	0.242		-0.039	0.073	0.00	-0.035	-0.227	0.184	0.139	0.425	0.090	-0.387	0.121	0.075	-0.066
Student	2.76	1.65	1.97	0.67		0.95	0.88		0.49	0.92	0.73	1.27	1.39	0.92	2.41	1.87	1.41	1.08
Coefficient	0.094	0.409	0.215	0.219		-0.041	0.066		• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	-0.228	0.176	0.141	0.414	0.088	-0.390	0.115	0.074	-0.061
Student	2.76	1.64	2.00	0.62		0.99	0.87			0.92	0.70	1.30	1.36	0.90	2.51	1.73	1.40	1.04
Coefficient	0.094	0.403	0.196			-0.037	0.063			-0.247	0.196	0.144	0.417	0.081	-0.361	0.115	0.065	-0.052
Student	2.76	1.60	1.85			0.95	0.84			1.11	0.87	1.33	1.34	0.82	2.42	1.76	1.37	0.87
Coefficient	0.094	0.394	0.149			-0.038	0.055			-0.250	0.199	0.163	0.423		-0.345	0.116	0.070	-0.051
Student	2.76	1.59	1.78			0.98	0.76			1.18	0.93	1.48	1.39		2.39	1.79	1.54	0.85
Coefficient	0.094	0.395	0.149			-0.041				-0.248	0.203	0.159	0.417		-0.347	0.117	0.074	-0.041
Student	2.75	1.59	1.79			1.04				1.14	0.92	1.43	1.37		2.45	1.83	1.64	0.69
Coefficient	0.094	0.409	0.156			-0.041				-0.249	0.208	0.163	0.420		-0.367	0.112	0.075	
Student	2.77	1.64	1.88			1.05				1.15	0.94	1.46	1.37		2.62	1.81	1.71	
Coefficient	0.094	0.410	0.157			-0.039				-0.060		0.156	0.433		-0.360	0.127	0.071	
Student	2.76	1.66	1.88			1.02				0.96		1.39	1.43		2.59	2.04	1.65	

(à suivre)

(Tableau 8, suite)

(Tableau 8,	Suite)																	
Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi	Ю	Entreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
		variable	es en diffé	rences						٧	ariables	en niveau	X					
Coefficient	0.094	0.402	0.147			-0.039						0.156	0.399		-0.356	0.135	0.070	
Student	2.76	1.61	1.83			1.00						1.40	1.30		2.57	2.17	1.63	
Coefficient	0.094	0.414	0.138									0.111	0.425		-0.352	0.131	0.028	
Student	2.75	1.83	1.86									1.07	1.48		2.60	2.08	1.27	
Coefficient	0.094	0.457	0.149										0.458		-0.352	0.159	0.030	
Student	2.76	1.96	1.89										1.52		2.58	2.76	1.38	
Coefficient	0.094	0.442	0.124										0.461		-0.304	0.174		
Student	2.76	1.96	1.90										1.58		2.58	2.71		
Coefficient	0.094	0.194	0.104												-0.284	0.175		
Student	2.76	1.29	1.44												2.38	2.68		
Coefficient	0.094		-0.023												-0.143	0.178		
Student	2.75		0.21												1.05	2.72		
Coefficient	0.094														-0.165	0.179		
Student	2.75														1.94	2.78		
Coefficient	0.094															0.190		
Student	2.75															2.84		

Tableau 9: Discrimination conditionnelle au lieu de résidence – candidats FMF Sélection par élimination avec écart-types calculés par le bootstrap

Les *t* de Student sont calculés par la méthode du bootstrap par bloc avec 100,000 tirages.

Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	se Jumbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi	O)	Entreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
Coefficient	0.043	0.029	0.236	0.014	0.232	0.036	0.015	-0.056	0.028	0.365	-0.258	-0.068	0.069	0.146	-0.136	0.022	-0.148	0.002
Student	1.52	0.27	2.00	0.07	0.20	1.09	0.20	0.66	0.44	1.47	1.07	0.98	0.33	1.49	0.77	0.36	0.40	0.03
Coefficient	0.043	0.029	0.236	0.015	0.231	0.036	0.016	-0.056	0.027	0.365	-0.258	-0.069	0.070	0.146	-0.136	0.023	-0.148	
Student	1.53	0.27	2.03	0.08	0.20	1.10	0.25	0.71	0.45	1.49	1.08	0.97	0.33	1.51	0.78	0.36	0.40	
Coefficient	0.043	0.028	0.235		0.287	0.036	0.014	-0.057	0.029	0.363	-0.257	-0.069	0.071	0.146	-0.135	0.022	-0.166	
Student	1.52	0.26	2.02		0.32	1.11	0.25	0.72	0.47	1.54	1.10	0.98	0.35	1.52	0.77	0.36	0.62	
Coefficient	0.043	0.028	0.237		0.292	0.036		-0.069	0.031	0.364	-0.259	-0.069	0.070	0.148	-0.135	0.024	-0.168	
Student	1.52	0.26	2.08		0.33	1.11		0.87	0.51	1.55	1.12	0.99	0.34	1.59	0.78	0.39	0.63	
Coefficient	0.043		0.228		0.287	0.036		-0.071	0.032	0.365	-0.259	-0.069	0.052	0.150	-0.125	0.023	-0.167	
Student	1.52		2.36		0.33	1.12		0.92	0.53	1.55	1.11	0.99	0.26	1.61	0.80	0.38	0.63	
Coefficient	0.043		0.240		0.311	0.037		-0.063	0.031	0.367	-0.259	-0.070		0.152	-0.143	0.025	-0.176	
Student	1.52		2.48		0.38	1.11		0.92	0.53	1.57	1.12	1.02		1.64	0.96	0.42	0.70	
Coefficient	0.043		0.243			0.040		-0.065	0.038	0.365	-0.258	-0.068		0.151	-0.146	0.026	-0.075	
Student	1.52		2.47			1.29		0.99	0.65	1.56	1.11	0.99		1.66	0.96	0.44	2.01	
Coefficient	0.043		0.239			0.039		-0.061	0.045	0.351	-0.248	-0.059		0.143	-0.135		-0.073	
Student	1.53		2.49			1.29		0.96	0.79	1.51	1.07	0.84		1.70	0.90		1.99	
Coefficient	0.043		0.239			0.042		-0.065		0.345	-0.229	-0.059		0.147	-0.130		-0.074	
Student	1.52		2.50			1.41		1.04		1.48	1.01	0.85		1.78	0.88		2.02	

(à suivre)

(Tableau 9, suite)

(Tableau 9, suite)		,	,													,	
Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi	CDI	Entreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
		variable	s en diffé	érences						V	ariables e	en niveau	ΙΧ					
Coefficient	0.043		0.231			0.032		-0.070		0.342	-0.224			0.129	-0.123		-0.063	
Student	1.53		2.46			1.16		1.07		1.44	0.97			1.56	0.84		1.81	
Coefficient	0.043		0.186			0.031		-0.064		0.340	-0.225			0.111			-0.061	
Student	1.52		2.48			1.10		0.97		1.42	0.96			1.42			1.76	
Coefficient	0.043		0.184			0.029		-0.060		0.136				0.107			-0.055	
Student	1.53		2.47			1.03		0.91		1.96				1.35			1.62	
Coefficient	0.043		0.168			0.024				0.141				0.093			-0.048	
Student	1.51		2.24			0.91				1.98				1.20			1.50	
Coefficient	0.043		0.164							0.135				0.088			-0.020	
Student	1.53		2.20							1.91				1.15			1.10	
Coefficient	0.043		0.157							0.137				0.071				
Student	1.53		2.13							1.93				0.94				
Coefficient	0.043		0.118							0.139								
Student	1.52		2.12							1.94								
Coefficient	0.043		0.108															
Student	1.52		1.96															

Tableau 10: Discrimination conditionnelle au lieu de résidence – candidats FMM Sélection par élimination avec écart-types calculés par le bootstrap

Les *t* de Student sont calculés par la méthode du bootstrap par bloc avec 100,000 tirages.

Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	se varianne Timbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi		earlie membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
Coefficient	0.017	-0.006	0.021	-0.020	0.067	0.019	0.033	0.027	-0.068	-0.076	0.021	0.066	<u>-</u> 0.071	-0.005	0.010	-0.058	-0.036	0.010
Student	0.017	0.00	0.021	0.020	0.007	0.019	0.033	0.027	1.07	1.11	0.021	0.000	0.71	0.10	0.010	1.06	0.030	0.010
Coefficient	0.02	0.00	0.023	-0.020	0.064	0.019	0.43	0.027	-0.068	-0.076	0.021	0.01	-0.066	-0.005	0.007	-0.058	-0.035	0.010
Student	0.82		0.54	0.11	0.19	0.86	0.44	0.41	1.06	1.11	0.33	0.69	0.62	0.003	0.007	1.07	0.31	0.20
Coefficient	0.017		0.028	-0.019	0.060	0.018	0.034	0.028	-0.068	-0.077	0.021	0.067	-0.069	-0.003	0.00	-0.059	-0.033	0.009
Student	0.82		0.55	0.11	0.18	0.85	0.50	0.50	1.05	1.20	0.35	0.72	0.80	0.05		1.09	0.30	0.22
Coefficient	0.017		0.029	-0.019	0.059	0.018	0.034	0.027	-0.068	-0.077	0.021	0.067	-0.069	0.00		-0.059	-0.033	0.009
Student	0.82		0.87	0.11	0.18	0.86	0.51	0.54	1.09	1.26	0.37	0.73	0.81			1.11	0.30	0.18
Coefficient	0.017		0.029		0.031	0.018	0.035	0.028	-0.070	-0.074	0.019	0.067	-0.069			-0.058	-0.024	0.008
Student	0.82		0.88		0.10	0.88	0.57	0.56	1.19	1.32	0.38	0.72	0.84			1.11	0.23	0.17
Coefficient	0.017		0.030			0.018	0.036	0.029	-0.070	-0.073	0.019	0.067	-0.069			-0.058	-0.014	0.008
Student	0.82		0.95			0.88	0.59	0.57	1.22	1.38	0.38	0.72	0.85			1.11	0.66	0.18
Coefficient	0.017		0.029			0.018	0.039	0.031	-0.071	-0.073	0.019	0.066	-0.069			-0.058	-0.014	
Student	0.82		0.98			0.91	0.74	0.63	1.25	1.50	0.41	0.72	0.84			1.12	0.69	
Coefficient	0.017		0.029			0.018	0.038	0.030	-0.070	-0.056		0.066	-0.069			-0.057	-0.015	
Student	0.82		0.98			0.91	0.74	0.63	1.26	1.33		0.72	0.85			1.14	0.70	
Coefficient	0.017		0.030			0.019	0.017		-0.067	-0.058		0.068	-0.070			-0.054	-0.016	
Student	0.82		1.01			0.93	0.36		1.23	1.40		0.75	0.87			1.14	0.73	

(à suivre)

(Tableau 10, suite) Taille de l'entreprise : disponible Entreprise membre d'un groupe Coeff. de discrimination moyen Taille de l'entreprise : niveau Offre via Pôle Emploi Lettre pré-affranchie Emploi qualifié (bac) Emploi situé à Paris Temps de transport Temps de transport Timbre Marianne Timbre Marianne Restaurant/Café **Timbre Cubitus Timbre Cubitus** 2 de type 2 Hôtel/Café 9 \geq Statistique variables en différences variables en niveaux Coefficient -0.062 -0.059 -0.055 -0.015 0.017 0.031 0.018 0.066 -0.066 Student 0.82 1.03 0.85 1.36 1.45 0.75 0.87 1.16 0.66 Coefficient 0.033 -0.062 -0.060 0.076 -0.068 0.017 0.009 -0.055 Student 0.82 1.12 0.78 1.39 1.50 0.92 0.92 1.16 Coefficient 0.030 -0.052 -0.063 0.017 0.088 -0.065 -0.053 Student 0.82 0.99 1.50 1.09 0.92 1.09 1.07 Coefficient 0.026 0.017 -0.051 -0.063 -0.055 0.081 Student 0.82 1.01 0.99 1.50 1.09 1.12 Coefficient 0.017 0.031 -0.078 0.080 -0.066 Student 0.81 1.09 1.81 1.07 1.24 Coefficient 0.017 0.033 -0.080 -0.045 Student 0.82 1.09 1.78 1.08 Coefficient 0.034 -0.071 0.017 Student 0.82 1.63 1.10 Coefficient -0.069 0.017 Student 0.82 1.61

Tableau 11: Discrimination conditionnelle au lieu de résidence – candidats MMM Sélection par élimination avec écart-types calculés par le bootstrap

Les *t* de Student sont calculés par la méthode du bootstrap par bloc avec 100,000 tirages.

Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	se us Timbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi	O cariables	Entreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
Coefficient	0.026	-0.271	-0.194	0.206	-1.826	0.004	0.071	0.027	-0.142	0.022	0.086	0.106	-0.133	0.014	0.205	0.033	0.590	-0.006
Student	1.36	2.24	1.88	1.49	1.91	0.18	1.13	0.44	2.20	0.28	1.13	1.55	1.51	0.38	1.85	0.78	1.90	0.16
Coefficient	0.026	-0.272	-0.194	0.203	-1.823	0.004	0.068	0.026	-0.141	0.020	0.088	0.108	-0.133	0.014	0.203	0.032	0.590	
Student	1.35	2.25	1.88	1.56	1.92	0.18	1.29	0.46	2.22	0.26	1.19	1.51	1.52	0.37	1.85	0.74	1.91	
Coefficient	0.026	-0.272	-0.194	0.205	-1.813		0.068	0.027	-0.140	0.018	0.089	0.111	-0.135	0.013	0.204	0.032	0.590	
Student	1.35	2.26	1.88	1.64	1.96		1.29	0.50	2.20	0.24	1.19	1.68	1.58	0.36	1.85	0.74	1.98	
Coefficient	0.026	-0.273	-0.194	0.201	-1.802		0.068	0.027	-0.140		0.105	0.112	-0.135	0.013	0.204	0.031	0.587	
Student	1.35	2.27	1.89	1.65	1.95		1.30	0.50	2.23		2.24	1.70	1.59	0.37	1.86	0.75	1.97	
Coefficient	0.026	-0.274	-0.201	0.202	-1.803		0.069	0.031	-0.139		0.106	0.114	-0.134		0.205	0.030	0.588	
Student	1.35	2.27	1.90	1.67	1.96		1.39	0.61	2.23		2.26	1.77	1.58		1.86	0.76	1.99	
Coefficient	0.026	-0.276	-0.205	0.198	-1.775		0.047		-0.136		0.103	0.115	-0.134		0.210	0.033	0.579	
Student	1.35	2.29	1.95	1.68	1.95		1.23		2.24		2.18	1.81	1.60		1.91	0.87	1.98	
Coefficient	0.026	-0.276	-0.204	0.190	-1.717		0.045		-0.125		0.097	0.124	-0.135		0.205		0.561	
Student	1.35	2.28	1.93	1.64	1.90		1.20		2.13		2.24	2.01	1.59		1.88		1.93	
Coefficient	0.026	-0.273	-0.208	0.159	-1.562				-0.111		0.096	0.116	-0.126		0.197		0.512	
Student	1.35	2.26	1.94	1.38	1.77				2.03		2.22	1.99	1.50		1.82		1.80	
Coefficient	0.026	-0.283	-0.214		-0.822				-0.101		0.089	0.117	-0.113		0.204		0.280	
Student	1.35	2.31	1.96		1.61				1.91		2.08	2.01	1.39		1.85		1.66	

(à suivre)

(Tableau 11, suite)

(Tableau 11, suite)				1													
Statistique	Coeff. de discrimination moyen	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Temps de transport	Taille de l'entreprise : disponible	Taille de l'entreprise : niveau	Restaurant/Café	Hôtel/Café	Emploi situé à Paris	Offre via Pôle Emploi	CDI	Entreprise membre d'un groupe	Timbre Cubitus	Timbre Marianne	Lettre pré-affranchie	Emploi qualifié (bac)	Temps de transport	CV de type 2
		variable	s en diffé	rences						٧	ariables o	en niveau	Х					
Coefficient	0.026	-0.228	-0.213		-0.795				-0.104		0.092	0.112			0.196		0.269	
Student	1.35	2.08	1.96		1.56				1.94		2.14	1.98			1.80		1.60	
Coefficient	0.026	-0.235	-0.228						-0.122		0.093	0.094			0.197		0.014	
Student	1.35	2.03	1.92						2.08		2.14	1.63			1.71		1.09	
Coefficient	0.026	-0.236	-0.231						-0.110		0.087	0.096			0.201			
Student	1.35	2.00	1.88						1.98		2.06	1.69			1.68			
Coefficient	0.026	-0.140	-0.134						-0.104		0.096	0.110						
Student	1.35	2.07	1.85						1.87		2.08	1.86						
Coefficient	0.026	-0.056							-0.111		0.100	0.129						
Student	1.35	1.61							1.87		1.92	1.96						
Coefficient	0.026								-0.110		0.097	0.113						
Student	1.36								1.86		1.90	1.95						
Coefficient	0.026										0.064	0.102						
Student	1.36										1.28	1.78						
Coefficient	0.026											0.097						
Student	1.35											1.73						

Annexe 2 - Taille de l'échantillon, erreur de première espèce et puissance des tests.

Dans la pratique, la valeur de la statistique à partir de laquelle on décide qu'il existe une discrimination significative contient une part de convention. Quand l'échantillon est de petite taille, il peut être justifié de recourir à un seuil de 10%, plus élevé que le seuil conventionnel de 5%. Plus précisément, le test se présente de la manière suivante :

- Hypothèse nulle : Il n'existe pas de discrimination
- Hypothèse alternative : il existe une discrimination

Il existe donc deux types d'erreur possibles :

- Erreur de première espèce : on rejette l'hypothèse nulle à tort. Ici, cela revient à conclure qu'il y a de la discrimination alors qu'il n'y en a pas. La probabilité de cette erreur est fixée *a priori* par le chercheur et est appelée seuil du test. La pratique la plus courante est de la fixer à 5%.
- Erreur de seconde espèce : on rejette l'hypothèse alternative à tort. Ici, on conclut qu'il n'y a pas de discrimination alors qu'il y en a bien une. Le complément à 1 de cette probabilité, appelée puissance du test, est la probabilité de conclure qu'il existe une discrimination alors que c'est bien le cas. La probabilité de cette erreur n'est pas contrôlée sur de petits échantillons. Toutefois, il est possible de l'évaluer avant de réaliser le testing, en se basant sur des résultats de testings antérieurs. La situation est résumée dans le tableau ci-dessous.

Erreurs de première et de seconde espèces

		Conclusion du test					
		Pas de discrimination	Discrimination				
.té nature »)	Pas de discrimination	Conclusion correcte	Erreur de première espèce (fixée au seuil du test)				
Réalité (« état de la nature »)	Discrimination	Erreur de seconde espèce (non contrôlée sur petits échantillons)	Conclusion correcte				

Le problème du choix du seuil vient du fait que l'abandon de tout contrôle sur l'erreur de seconde espèce peut être indésirable sur le plan social, car la discrimination se définit comme une injustice qui, souvent, concerne un grand nombre d'individus. En prenant un seuil faible pour le test, on augmente le risque de non détection de la discrimination quand elle existe bel et bien. Le seul moyen de réduire ce risque sur de petits échantillons consiste à augmenter le seuil du test par rapport au cas standard. On peut donc, sur la base de l'argument ci-dessus, justifier l'utilisation d'un seuil à 10%. Notons également que si l'hypothèse nulle est l'absence de discrimination, il ne peut y avoir de sanction contre les entreprises dans le cas d'une erreur de première espèce, puisqu'aucune preuve ne peut exister. Ce second argument vient renforcer le premier.

Mais on peut aller plus loin en calculant la taille d'échantillon requise pour obtenir un test d'un seuil et d'une puissance donnés, ou les écarts minimaux détectables pour une taille d'échantillon, un seuil et une puissance donnée.

Seuil, puissance, taille d'échantillon et écart détectable

Considérons le cas d'une comparaison entre deux proportions **P**₁ (commune favorisée) et **P**₅ (commune défavorisée), on souhaite effectuer le test suivant :

$$H_0: p_0 = p_1$$

 $H_1: p_0 \neq p_1$

La statistique que l'on emploie le plus souvent pour réaliser ce test est celle de Student :

$$T = \frac{|\hat{p}_{L} - \hat{p}_{D}|}{\sqrt{\hat{\nabla}(\hat{p}_{L} - \hat{p}_{D})}}$$

Remarquons ici que la variance au dénominateur tient compte de la corrélation des réponses qu'ont reçues les deux candidats. En utilisant l'approximation normale pour T, on rejette l'hypothèse nulle si :

$$T > Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

où $\frac{z\alpha}{z}$ est le quantile d'ordre $\frac{\alpha}{z}$ de la loi normale centrée-réduite (1,96 pour $\alpha = 0.05$ ou 1,645 pour $\alpha = 0.10$). L'erreur de première espèce est donc égale à :

$$\alpha = \mathbf{P}_{\mathsf{H}_{\mathbf{n}}} \left[T > z_{\underline{\alpha}} \right]$$

Pour déterminer la puissance du test, il faut commencer par écrire sa définition :

$$1 - \beta = P_{H_1} \left[T > z_{\frac{\alpha}{2}} \right] = P_{H_1} \left[\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_0}{\sqrt{\hat{V}(\hat{p}_1 - \hat{p}_0)}} > z_{\frac{\alpha}{2}} \right] + P_{H_1} \left[\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_0}{\sqrt{\hat{V}(\hat{p}_1 - \hat{p}_0)}} < -z_{\frac{\alpha}{2}} \right]$$

et sous l'hypothèse alternative 🏞 > 🏞 (les quartiers favorisés ont des taux de succès supérieurs à ceux des quartiers défavorisés) la seconde probabilité tend vers 0. On peut donc se contenter d'utiliser l'approximation suivante :

$$1-\beta \simeq \mathrm{P}_{\mathrm{H}_{\mathbf{0}}}\left[\frac{\hat{p}_{\mathbf{1}}-\hat{p}_{\mathbf{0}}}{\sqrt{\hat{\mathbf{v}}(\hat{p}_{\mathbf{1}}-\hat{p}_{\mathbf{0}})}}>z_{\frac{\alpha}{2}}\right]$$

En posant:

$$Z = \frac{\beta_1 - \beta_0 - (p_1 - p_0)}{\sqrt{V(\beta_1 - \beta_0)}}$$

donc:

$$1 - \beta = P_{H_1} \left[Z > \frac{z_{\underline{\alpha}} \sqrt{\widehat{\mathbf{v}}(\widehat{p}_1 - \widehat{p}_0)} - (p_1 - p_0)}{\sqrt{\mathbf{v}(\widehat{p}_1 - \widehat{p}_0)}} \right]$$

D'autre part, en notant **Z** la valeur que doit dépasser Z pour que l'on rejette l'hypothèse nulle, on a, en utilisant la symétrie de la loi normale :

$$\beta = P(Z > z_{\beta}) \Leftrightarrow 1 - \beta = P(Z > -z_{\beta})$$

En rapprochant cette définition de la précédente, on obtient :

$$z_{\beta} = \frac{(p_1 - p_0) - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\widehat{\mathbf{v}}(\widehat{p}_1 - \widehat{p}_0)}}{\sqrt{\mathbf{v}(\widehat{p}_1 - \widehat{p}_0)}}$$

Cette relation permet de relier l'écart de probabilité détectable $(p_1 - p_n)$ le seuil du test α , la puissance du test $1 - \beta$ et la taille de l'échantillon N via les variances. En admettant que $(p_1 - p_n)$ est suffisamment proche de la vraie valeur $(p_1 - p_n)$, on obtient l'approximation suivante :

$$z_{\beta} = \frac{(p_1 - p_3)}{\sqrt{V(\hat{p}_1 - \hat{p}_3)}} - z_{\frac{\alpha}{2}}$$

avec:

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{0}) &= \frac{\Lambda}{N} \\ \Lambda &= p_{1}(1 - p_{1}) + p_{0}(1 - p_{0}) - 2\rho\sqrt{p_{1}(1 - p_{1})p_{0}(1 - p_{0})} \end{aligned}$$

où N est le nombre de couples de candidatures et P le coefficient de corrélation linéaire entre les réponses aux deux candidats. Le cas habituellement présenté est celui où P = 0 (chapitre 4 de Fleiss *et alii*, 2003). Ici, nous traitons le cas avec corrélation, car nous trouvons que, selon les comparaisons, le coefficient de corrélation est compris entre 0 et 0,8. Ce cas est présenté dans le chapitre 15 de Fleiss *et alii* 2003. Pour calculer la puissance du test, on utilise le fait que : $z_B = \Phi^{-1}(1-P)$, ce qui donne :

$$\Phi^{-1}(1-\beta) = \frac{(p_1 - p_0)}{\sqrt{V(\hat{p}_1 - \hat{p}_0)}} - z_{\frac{\alpha}{2}}$$

où • est la fonction de répartition de la loi normale centrée et réduite. On en déduit une approximation de la puissance du test :

$$1 - \beta = \Phi \left[\frac{(p_1 - p_0)}{\sqrt{\nabla (\hat{p}_1 - \hat{p}_0)}} - z_{\frac{\alpha}{2}} \right] = \Phi \left[\frac{\sqrt{N}(p_1 - p_0)}{\sqrt{\Delta}} - z_{\frac{\alpha}{2}} \right]$$

On remarque que cette puissance tend vers 1 quand N tend vers l'infini (pour $p_1 > p_0$). On pourrait également utiliser cette relation pour déterminer la taille d'échantillon nécessaire pour obtenir un test d'erreur de première espèce α et de puissance $1-\beta$, ou encore l'écart minimum détectable p_1-p_0 en fonction de la taille de l'échantillon, du seuil et de la puissance.

Le tableau 12 résume la puissance des tests du tableau 6, et le tableau 13 la puissance des tests du tableau 7.

Tableau 12 – Puissance des tests du tableau 5

$\alpha = 0.05$ $z_{\frac{cc}{2}} = 1.960$	Tous BEP BAC	0,54 0,59	468	93%
$z_{\frac{cc}{2}} = 1,960$		0,59	000	
_	BAC		236	40%
		0,50	232	83%
	MMM	0,55	117	28%
	FMM	0,55	117	13%
	FMF	0,52	117	21%
	FFF	0,51	117	79%
$\alpha = 0.10$	Tous	0,54	468	96%
$z_{\frac{26}{2}} = 1,645$	BEP	0,59	236	53%
	BAC	0,50	232	90%
	MMM	0,55	117	39%
	FMM	0,55	117	20%
	FMF	0,52	117	31%
	FFF	0,51	117	87%
$\alpha = 0,20$	Tous	0,54	468	98%
$z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,282$	BEP	0,59	236	67%
_	BAC	0,50	232	95%
	MMM	0,55	117	54%
	FMM	0,55	117	32%
	FMF	0,52	117	45%
	FFF	0,51	117	93%

Tableau 13 - Puissance des tests du tableau 6

Les résultats sont donnés pour des tests bilatéraux. Pour des tests unilatéraux, il faut diviser α par deux.

Test bilatéral	Echantillon	ô	N	Puissance
$\alpha = 0.05$	MMM-BEP	0,38	59	8%
$z_{\frac{cc}{2}} = 1,960$	MMM-BAC	0,69	58	31%
<u>e</u> .	FMM-BEP	-0,03	59	17%
	FMM-BAC	0,78	58	2,5%
	FMF-BEP	0,74	59	43%
	FMF-BAC	0,36	58	11%
	FFF-BEP	0,78	59	2,5%
	FFF-BAC	0,39	58	87%
a = 0.10	MMM-BEP	0,38	59	14%
$z_{\underline{\alpha}} = 1,645$	MMM-BAC	0,69	58	43%
<u>-</u>	FMM-BEP	-0,03	59	26%
	FMM-BAC	0,78	58	5%
	FMF-BEP	0,74	59	55%
	FMF-BAC	0,36	58	18%
	FFF-BEP	0,78	59	5%
	FFF-BAC	0,39	58	92%
$\alpha = 0.20$	MMM-BEP	0,38	59	32%
$z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,282$	MMM-BAC	0,69	58	33%
_	FMM-BEP	-0,03	59	70%
	FMM-BAC	0,78	58	10%
	FMF-BEP	0,74	59	46%
	FMF-BAC	0,36	58	48%
	FFF-BEP	0,78	59	10%
	FFF-BAC	0,39	58	96%