Observatoire National des Discriminations et de l'Egalité dans le Supérieur

Rapport d'étude n° 24-03

Les discriminations à l'embauche dans l'enseignement supérieur et la recherche

Laetitia CHALLE
(UGE, ERUDITE et TEPP)

Yannick L'HORTY
(UGE, ERUDITE et TEPP)

Pascale PETIT
(UGE, ERUDITE et TEPP)

François-Charles WOLFF
(Université de Nantes, LEMNA et TEPP)

Septembre 2024

Université Gustave Eiffel

Les discriminations à l'embauche dans l'enseignement supérieur et la recherche

Laetitia CHALLE[*], Yannick L'HORTY[**]
Pascale PETIT[***], François-Charles WOLFF[****]

Septembre 2024

Résumé

Nous mesurons les discriminations dans l'accès à l'emploi au sein du domaine de l'enseignement supérieur et de la recherche à l'aide d'un test par correspondance, dont le principe consiste à comparer les réponses des recruteurs à des candidatures fictives semblables en tous points à l'exception d'une caractéristique dont on veut évaluer l'effet. Deux critères sont testés, le genre des candidats et leur origine géographique, dans deux professions, assistant de gestion et responsable administratif, à l'aide de deux méthodes de test, en réponse à des offres d'emplois et à l'aide de candidatures spontanées adressées à des recruteurs. Au total, l'étude exploite les résultats de 2 748 candidatures envoyées en 2021 et 2022 à des établissements d'enseignement supérieur et de recherche en France. Dans ce secteur particulier où les principes d'égalité et d'intégrité structurent largement l'activité, l'étude met en évidence une exposition aux discriminations selon l'origine Nord-Africaine d'une ampleur comparable à celle qui existe dans l'ensemble de la fonction publique. Elle souligne également la sensibilité des résultats à la couverture géographique retenue dans les tests mesurant l'intensité des discriminations.

Mots-clés : discrimination, enseignement supérieur et recherche, test par correspondance
Codes JEL : C81, C93, J15, J45, J71.

Cette étude a bénéficié du soutien de l'ANR (Projet n°ANR-22-CE41-0018-01 ESTRADES) et de l'appui de l'Observatoire National des Discriminations et de l'Egalité dans le Supérieur (ONDES). Nous remercions Denis Anne, Kenza Djani, François Maheu et Isabelle Walraevens pour leur aide dans la collecte des données.

[*] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE, TEPP-CNRS (FR 2042), UGE, UPEC, F-77454 Marne-La-Vallée, France. Email: laetitia.challe@univ-eiffel.fr
[**] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE, TEPP-CNRS (FR 2042), UGE, UPEC, F-77454 Marne-La-Vallée, France. Email: yannick.lhorty@univ-eiffel.fr
[***] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE, TEPP-CNRS (FR 2042), UGE, UPEC, F-77454 Marne-La-Vallée, France. Email: pascale.petit@u-pem.fr
[****] Université de Nantes, LEMNA et TEPP-CNRS (FR 2042). Email: francois.wolff@univ-nantes.fr

Introduction

Depuis le début des années 2000, de nombreux travaux empiriques internationaux ont mis en évidence l'existence de discriminations dans l'accès à l'emploi sur le marché du travail (Pager, 2003 ; Bertrand et Mullainathan, 2004). Ces travaux mobilisent une approche expérimentale qui consiste à observer les comportements de discrimination des employeurs en les confrontant à un couple de candidats semblables en tous points, à l'exception d'un critère illicite pour lequel d'éventuelles inégalités d'accès à l'emploi sont détectées. Après avoir longtemps reposé sur des personnes réelles, cette approche utilise aujourd'hui essentiellement des candidats fictifs. Les « tests par correspondance » se sont ainsi progressivement imposés comme la méthode de référence dans la littérature scientifique internationale sur les discriminations (Riach et Rich, 2002; Zschirnt et Ruedin, 2016; Bertrand et Duflo, 2017; Quillian et al., 2017; Neumark, 2018; Lippens et al., 2021).

Dans le cas de la France, une synthèse récente dénombre vingt études de portée scientifique consacrées à la mesure des discriminations ethno-raciales dans l'accès à l'emploi, c'est-à-dire pour le domaine et le critère les plus étudiés (L'Horty et Petit, 2023). Ces travaux ont pour caractéristiques communes de reposer sur un grand nombre de tests (plusieurs centaines à chaque fois), d'utiliser la théorie de l'inférence statistique et d'avoir recours à des modèles de régression pour vérifier la validité de leurs résultats. Ils se différencient selon les professions testées, les zones géographiques couvertes, la période au cours de laquelle les tests ont été effectués, et par de nombreuses particularités dans leurs protocoles qui les distinguent les uns des autres. Le volume de candidatures envoyées fluctue par exemple largement, allant de 462 à 17 643 selon les travaux réalisés. Au total, 67 066 candidatures ont été envoyées dans le cadre de ces 20 études, entre 2005 et 2021, soit 3 553 en moyenne par étude.

Les résultats révèlent que les pénalités relatives subies par les candidats dont le patronyme suggère une origine Nord-Africaine sont très variables suivant les études, puisque le taux de succès du candidat suggérant une origine Nord-Africaine par son patronyme est réduit dans une proportion allant de 10 % à près de 95 % selon les études. Néanmoins, tous les travaux concluent de manière unanime à une discrimination à l'encontre du candidat Nord-Africain, qui est en moyenne de 41 %. Par ailleurs, il n'apparaît pas de tendance temporelle spécifique dans l'évolution de ces pénalités, globalement aussi fortes en 2020 qu'en 2005.

Au regard de leur intérêt pour le décideur public, ces travaux présentent toutefois plusieurs limites qui sont bien connues des chercheurs. Dans sa version la plus standard, le test par correspondance fournit une mesure non représentative de la discrimination. Par exemple, sur le marché du travail, ce sont seulement un petit nombre de professions qui sont testées car la construction des candidatures fictives, qui se composent d'un CV et d'une lettre de motivation, est « coûteuse » et peut donner lieu à de possibles détections de la part des employeurs. La mesure de la discrimination à l'embauche qui en résulte est alors partielle : la mise en évidence d'une discrimination dans une profession particulière (celle qui est testée) ne préjuge pas de la situation dans une autre profession. Parallèlement, les données sont collectées sur une période de temps souvent limitée, de l'ordre de quelques mois, qui peut s'inscrire dans une conjoncture économique particulière. La mesure de la discrimination à l'embauche obtenue est alors ponctuelle dans sa dimension temporelle. Enfin, les offreurs testés sont souvent concentrés dans un vaste bassin, le plus souvent la région Ile-de-France. Dès lors, la mesure de la discrimination obtenue ne

peut pas être analysée à un niveau géographique plus fin au regard des tailles des échantillons collectés, ce qui ne permet pas l'identification d'éventuelles spécificités locales.

Les tests de correspondance sont circonscrits à une certaine forme de discrimination, celle mesurée à travers la sélection des candidatures sur CV en réponse à des offres d'emplois ou par candidatures spontanées, alors même qu'il peut exister d'autres discriminations tout au long du processus de recrutement des candidats. Plutôt que fournir un chiffrage représentatif, les tests de correspondance permettent donc seulement d'identifier l'existence d'une discrimination particulière et, éventuellement lorsque le protocole le permet, d'en proposer des interprétations. D'autres travaux se sont efforcés de surmonter ces limites, que ce soit en élaborant des tests par correspondance sur des échantillons représentatifs d'entreprises (Chareyron *et al.*, 2023a), en répétant dans le temps des protocoles invariants de façon à suivre l'évolution des discriminations (Challe *et al.*, 2023) ou bien encore en explorant la dimension spatiale des discriminations (Chareyron *et al.,* 2023b).

Une autre limite de cette littérature, assurément l'une des moins explorées, concerne l'hétérogénéité selon la dimension sectorielle. Au sein d'un même secteur d'activité, les entreprises ont toutes la même activité principale, ce qui est une source d'uniformisation tant du point de vue des structures de marché, des contraintes technologiques ou de l'environnement institutionnel qui régule l'activité. Il est donc potentiellement intéressant d'étudier les discriminations sous l'angle des comparaisons sectorielles, selon une entrée souvent qualifiée de méso-économique. Or, en matière de discriminations, aucune étude n'a encore tenté de positionner un secteur fin par rapport à d'autres secteurs. Même à un niveau agrégé, il n'existe aucun élément permettant de savoir si, en moyenne, les discriminations à l'embauche sont relativement plus importantes dans l'industrie que dans les services ou dans l'agriculture. Au mieux, les travaux les plus désagrégées portent sur la comparaison public/privé (Petit *et al*., 2020).

La présente étude a pour objet de mesurer les discriminations dans l'accès à l'emploi, selon deux critères, l'origine et le genre, au sein du secteur de l'enseignement supérieur et de la recherche (ESR)[1]. Il s'agit *a priori* d'un terrain hostile du point de vue des discriminations à l'embauche. En effet, ces dernières paraissent inconciliables avec les valeurs d'égalité et d'universalité au fondement du projet universitaire. Les acteurs de l'enseignement supérieur et la recherche sont attachés à la liberté de penser, à l'honnêteté intellectuelle, à la droiture morale et à l'intégrité éthique, autant de positions qui apparaissent incompatibles avec des pratiques discriminatoires. Ils s'engagent au contraire à garantir à toutes et tous un accès équitable au savoir et à répondre aux problématiques sociales, tout en veillant à intégrer chaque personne dans le respect de l'égalité femme/homme et de la diversité. Selon tous ces aspects, le domaine de l'ESR devrait dès lors être totalement hermétique aux discriminations à l'embauche.

L'ESR constitue un domaine de recrutement large et dynamique, à la fois dans le secteur privé et dans le secteur public. La France compte plus de 3 500 établissements d'enseignement supérieur publics ou privés. Cet ensemble comprend 250 principaux établissements qui sont des grandes écoles (150), des universités (66), des grands établissements (24) ou d'autres établissements (10) [2]. Selon les données du

[1] Au sein de la Nomenclature d'Activité Française, dite NAF Rev2, l'enseignement supérieur correspond au code 8542Z. La recherche et développement renvoie à la division 72.

[2] Les dix autres établissements recensés par le ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche sont les Instituts d'Etudes Politiques régionaux (Aix, Bordeaux, Lyon, Toulouse), les écoles françaises d'Athènes,

Ministère, en comptant à la fois les chercheurs, les enseignants-chercheurs et les personnels de soutien, ce sont ainsi 665 600 personnes qui se consacraient en 2020 à la recherche et développement au moins pour une part de leur activité (MESR, 2022). Ils représentent au total 482 850 personnes en équivalent temps plein (ETP), dont 327 834 chercheurs et 155 015 personnels de soutien. Ces effectifs correspondent à 1,8 % de l'emploi total. En 2020, 293 867 chercheurs travaillaient dans des entreprises privées (62 %), principalement au sein des cinq branches qui emploient à elles seules plus de la moitié des chercheurs : « Activités spécialisées, scientifiques et techniques » (14 %), « Activités informatiques et services d'information » (13 %), « Industrie automobile » (10 %), « Construction aéronautique et spatiale » (8 %) et « Édition, audiovisuel et diffusion » (7 %). Du côté des administrations, 188 982 agents étaient recensés en 2020, dont 80 329 travaillant directement pour l'Etat et 99 761 appartenant à des établissements d'enseignement supérieur. Selon le rapport sur l'état de la fonction publique (2022), ces agents constituaient 8,6 % de l'ensemble des fonctionnaires tous ministères confondus.

Pour mesurer les discriminations à l'embauche dans l'ESR, deux techniques de tests sont combinées dans cette étude, un test en réponse à des offres postées et un test par candidatures spontanées. Deux critères de discrimination sont testés, l'origine et le genre des candidats. L'étude s'intéresse en particulier aux différences d'exposition aux discriminations selon la localisation des établissements. Les résultats s'avèrent cohérents dans les deux approches et indiquent un niveau d'exposition aux discriminations ethno-raciales comparable à celui qui prévaut dans l'ensemble de la fonction publique, où des tests équivalents ont été réalisés. En revanche, l'étude conclue à l'absence de discriminations en raison du genre pour les deux tests réalisés.

1. Le protocole de collecte des données

Les données utilisées dans cette étude sont expérimentales et auto-construites. Elles ont été collectées en utilisant la méthode du test par correspondance. Dans le principe, cette méthode consiste à envoyer un grand nombre de candidatures formelles similaires à l'exception d'une caractéristique dont on souhaite examiner l'effet sur l'accès à l'emploi. L'information recueillie est alors utilisée pour comparer les suites que leur réservent les employeurs. L'objectif est ici de pouvoir examiner l'existence d'éventuelles pratiques discriminatoires dans le recrutement en raison du sexe d'une part et de l'origine signalée par la consonance du prénom et du nom d'autre part. Sont pris en compte à la fois le canal des offres d'emploi formelles et celui des candidatures spontanées.

Des candidatures composées d'un CV et d'une lettre de motivation sont construites de toutes pièces. Aucun candidat n'est envoyé physiquement à des entretiens. Deux raisons méthodologiques expliquent ce choix. Premièrement, envoyer des candidats aux entretiens conduit à introduire des biais liés à l'appréciation subjective du physique, du comportement ou de la personnalité des candidats par les recruteurs. Or, ce biais inévitable est inobservable par les chercheurs et de fait incontrôlable, ce qui conduit à produire des mesures biaisées. Dans la mesure où l'organisation d'entretiens induit un coût pour le recruteur, celui-ci n'invitera que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Ainsi, l'hypothèse est faite que les préférences de l'employeur peuvent se manifester dès la sélection des candidatures écrites, qui feront ultérieurement l'objet d'un entretien. Les candidatures écrites qui sont

d'Extrême Orient et de Rome, la Casa Velázquez de Madrid, l'Institut national universitaire Jean-François Champollion, et l'Institut Français d'Archéologie Orientale.

envoyées sont par ailleurs dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données est moins lourde lorsque les candidats sont purement fictifs, ce qui permet de constituer un échantillon de taille plus conséquente en un temps donné.

Puisque ces candidatures sont envoyées aux mêmes recruteurs, elles doivent comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV, tout en demeurant standard : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, etc. Les candidats affichent une expérience acquise dans des établissements réels ; ceux-ci sont différents mais comparables, que ce soit en termes d'activité ou de taille. Les loisirs des candidats sont également différents, sans excès d'originalité, et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc.). La lettre de motivation succincte accompagnant le CV rappelle les spécificités du parcours du candidat, en particulier en matière de formation.

Les candidatures en réponse à une même offre d'emploi sont envoyées le même jour, à plusieurs heures d'intervalles, dès la diffusion de l'offre sur un site Internet d'offres d'emploi, par courrier électronique émanant de la boîte mail de chaque candidat. L'ordre d'envoi des candidatures à une même offre est établi par tirage au sort, de sorte que, sur l'ensemble des offres testées, les candidatures fictives sont envoyées le même nombre de fois dans chaque position. Les données relatives à la réponse à des offres d'emploi formelles ont été collectées entre le 5 novembre 2021 et le 26 août 2022. Parallèlement aux tests sur des offres d'emplois formelles, des tests de candidatures spontanées ont également été réalisés. Cette collecte a eu lieu entre le 25 janvier et le 15 février 2022. Pour limiter le risque de détection, un délai d'au moins une semaine a été pris en compte entre les envois de candidatures spontanées à un même recruteur.

La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou lorsqu'il se manifeste, par courrier électronique ou bien par téléphone, pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente, sa disponibilité ou ses qualifications. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas avant la fin de la campagne de test par correspondance. La méta-analyse de Lippens et al. (2021) portant sur 169 tests de correspondance montre qu'une définition stricte (invitation formelle à un entretien) ou plus large, comme une réponse positive (invitation à un entretien, demande d'informations complémentaires) a très peu d'implication sur l'évaluation de la discrimination à l'embauche.

Les principaux avantages des données de test par correspondance tiennent au fait qu'elles sont, par construction, dépourvues de biais de sélection et d'hétérogénéité habituellement inobservable et qu'elles permettent un ciblage très fin des caractéristiques dont on souhaite examiner l'effet sur l'accès à un entretien. Leur principal inconvénient est de fournir des résultats non représentatifs : les données de test par correspondance sont partielles, ponctuelles et non localisées. Cette limite peut toutefois être relativisée dans le cas présent. Premièrement, le choix des professions testées n'est pas arbitraire : il s'agit de professions habituellement recrutées dans l'enseignement supérieur. Deuxièmement, les tests mis en œuvre sont réalisés avec une couverture nationale puisqu'il s'agit des employeurs de l'enseignement supérieur localisés dans plusieurs départements répartis sur l'ensemble du territoire. Des réponses sont envoyées à toutes les offres d'emploi mises en ligne sur les sites de recherche d'emplois pertinents, pendant la période de collecte des données. A ce titre, l'échantillon constitué est quasi exhaustif et donc représentatif du flux des offres d'emplois dans le secteur. Parallèlement, des

candidatures spontanées à un échantillon représentatif des établissements de l'enseignement supérieur ont été envoyées.

L'absence de discrimination au stade de l'accès à un entretien ne constitue pas la preuve d'une absence de discrimination dans la suite du processus d'embauche. Il est possible que le candidat soit discriminé à l'issue de l'entretien, mais le protocole mis en œuvre ne permet pas d'en rendre compte. Pour autant, des discriminations dès l'accès à un entretien mettent en lumière l'existence de pratiques discriminatoires dans le processus de recrutement que les tests par correspondance permettent d'identifier.

1.1. Deux professions en tension, très présentes dans l'enseignement supérieur

La méthodologie du test de discrimination, particulièrement lourde à mettre en œuvre, ne permet pas d'examiner de façon exhaustive toutes les professions. Une sélection doit être opérée et le choix a été fait de retenir des professions en tension pour lesquelles à la fois l'effectif des chômeurs et le nombre d'offres d'emploi sont importants. Retenir une profession dont les effectifs sont importants parmi les demandeurs d'emploi permet de limiter la probabilité de détection lorsqu'un grand nombre de CV est envoyé simultanément. Choisir une profession en tension permet de limiter le nombre de refus des employeurs, indépendamment de toute discrimination. Cette précaution méthodologique s'avère particulièrement utile dans un contexte de reprise économique. Néanmoins, les taux de succès élevés des candidats à l'embauche dans une profession en tension ont une contrepartie du point de vue des discriminations : l'accès à l'emploi est moins sélectif et il est donc plus difficile d'observer des discriminations à l'embauche pour ce type de profession. Le choix de cette mise en contexte vient donc *a priori* minorer l'ampleur des éventuelles discriminations à l'embauche.

Sur cette base, le choix a été fait de tester deux professions habituellement recrutées dans l'enseignement supérieur et de niveaux de qualification différents, à savoir les assistants de gestion administrative et les responsables administratifs et financiers. Pour chacune de ces deux professions, trois candidatures fictives sont construites. Elles sont parfaitement similaires en termes de caractéristiques productives et de caractéristiques individuelles autres que celles dont l'effet sur l'accès à l'emploi est testé : l'origine d'une part et le sexe d'autre part. En particulier, ces candidatures sont comparables en termes de diplômes, de parcours professionnels, d'expériences antérieures. Ces candidatures sont par ailleurs crédibles sur les professions ciblées. Elles ont été expertisées et validées par un professionnel du secteur. Une telle expertise assure que les candidatures sont similaires, réalistes et pertinentes.

Puisque ces trois candidatures ont été envoyées aux mêmes employeurs, elles devaient comporter des éléments de différenciation pour limiter le risque de détection. Ces différences portent sur la présentation des CV, tout en demeurant standard : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, etc. Les candidats affichent une expérience acquise dans des établissements réels du secteur privé : ceux-ci sont différents, mais comparables en termes d'activité et de taille. Les candidats ont obtenu leurs diplômes et débuté leur carrière en province, dans des villes différentes. Depuis environ cinq ans, ils travaillent et résident dans le même département que celui de l'établissement de l'enseignement supérieur pour lequel ils postulent. Les loisirs des candidats sont également différents, sans excès d'originalité et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc). Des lettres de motivation succinctes accompagnant le CV ont

également été formulées de façon différente, mais sans singularité. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

1.2. Deux critères de discriminations testés simultanément : l'origine et le genre des candidats fictifs

Pour chacune des deux professions testées (responsables administratifs et financiers et assistant de gestion administrative), trois candidatures (CV et lettre de motivation) de candidats à l'emploi parfaitement similaires ont été construites de toutes pièces. Elles se distinguent deux à deux uniquement par leur origine et leur sexe. Ces trois candidats ont les caractéristiques distinctives suivantes. Le premier candidat fictif est de sexe modal dans la profession testée et porte un prénom et un nom à consonance française : il s'agit du candidat de référence. Le deuxième candidat se distingue du candidat de référence par la consonance Nord-Africaine de son prénom et de son nom. Le troisième candidat se distingue du candidat de référence par son seul sexe. Le tableau 1 présente les principales caractéristiques individuelles des trois candidats selon la profession testée, tandis que les caractéristiques moyennes dans la population française des actifs de ces deux professions sont décrites en annexe 1.

Tableau 1. Caractéristiques individuelles des trois candidats fictifs dans chaque profession

	Cadre administratif (Cadre du privé/Catégorie A de la fonction publique)	**Assistant de gestion (Employé du privé/Catégorie B de la fonction publique)**
Sexe modal dans la profession	Homme	Femme
Age et situation familiale	Entre 31 et 33 ans, célibataire, sans enfant	
Qualifications	Master Comptabilité, Contrôle, Audit	BTS ou DUT

A l'exception de leur sexe ou de la consonance de leur prénom et nom, les trois candidats fictifs sont similaires. Ils sont de nationalité française, d'âge comparable et ont la même situation familiale. Tous indiquent être mobiles (titulaire du permis B et disposant d'un véhicule personnel). Ils sont titulaires des mêmes diplômes et ont eu des parcours professionnels semblables. Ils décrivent dans leurs candidatures leurs compétences linguistiques, informatiques et professionnelles ainsi que les missions qui leur ont été confiées lors de leurs précédentes expériences.

Les prénoms et les noms des candidats fictifs ont été sélectionnés parmi les plus répandus en France, selon les données de l'INSEE issues des fichiers d'Etat civil. Le tableau 2 précise des exemples de prénoms et de noms utilisés dans ce test de correspondance, tandis que l'annexe 2 décrit les candidatures fictives (CV) de deux responsables administratifs et financiers envoyées en réponse aux offres localisées dans le département des Bouches-du-Rhône.

Tableau 2. Exemples de prénoms et de noms des candidats fictifs selon leur sexe et leur origine

	Prénoms féminins	Prénoms masculins	Noms
Origine française	Elodie Marion Pauline	Vincent Thomas Jérôme	LECOMTE DURAND LEGRAND
Origine Nord-Africaine	Samira Saïda	Youssef Omar	BELHADJ SLIMANI

Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influence systématiquement le choix des établissements pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), les CV et les lettres de motivation ont été permutés aléatoirement entre les identités des candidats fictifs. Les supports ont ainsi été alternés entre les candidats tout au long de la collecte des données.

Réponses à des offres d'emploi formelles

Les candidatures en réponse à une même offre d'emploi ont été envoyées dès la diffusion de l'offre sur un site Internet d'offres d'emploi ou par courrier électronique émanant de la messagerie de chaque candidat, le même jour, à plusieurs heures d'intervalle. L'ordre d'envoi des candidatures à une même offre est établi par tirage au sort. De ce fait, sur l'ensemble des offres testées, les candidatures fictives ont été envoyées le même nombre de fois dans chaque position.

De nombreux sites Internet ont été quotidiennement prospectés pour collecter les offres d'emplois : Publidia, Emploi FHF, RDV Emploi public, Emploi collectivité, La gazette des communes, Emploi public, Place de l'emploi public, ATS, Linkedin, Indeed, APEC, Pôle Emploi, Carriere Online, etc. Pour les deux professions, les trois candidats fictifs répondent à des offres d'emploi en CDD ou CDI dans les établissements de l'enseignement supérieur privé et des offres d'emplois de contractuel dans l'enseignement supérieur public.

Toutes les offres d'emplois de cadre administratif et d'assistant de gestion dans l'enseignement supérieur, localisées en France métropolitaine, entraient dans le champ de l'étude. Toutes celles portées à notre connaissance entre début novembre 2021 et fin aout 2022 pour les cadres administratifs et début novembre 2021 et début avril 2022 pour les assistants de gestion ont été testées.

Ceci correspond à 64 offres d'emplois de responsables administratifs et financiers et 284 offres d'assistants de gestion. Parallèlement, des candidatures spontanées de responsables administratifs et financiers ont été adressées à 283 établissements, et celles d'assistants de gestion à 285 établissements. L'échantillon comprend au total 2748 observations (64 + 284 + 283 + 285 = 916 emplois avec 3 candidats par emploi). Chaque établissement a au plus été testé une fois afin d'éviter les risques de détection.

Envoi de candidatures spontanées

Les départements français sont très hétérogènes du point de vue de la présence d'établissements d'enseignement supérieur et de recherche. Nous avons considéré une vingtaine de départements qui comptaient le plus d'établissements, repérés à partir des fichiers SIREN des unités légales et du code 8542Z qui correspond aux établissements d'enseignement supérieur. Un échantillon total de 473 établissements pouvant faire l'objet d'un test a ainsi été constitué. Les deux départements qui comportent le plus d'établissements sont le Rhône (69) et Paris *intramuros* (75). Dans ces deux départements, les établissements de plus et de moins de 50 salariés ont été distingués.

Les établissements de moins de 50 salariés (40% des établissements du 69 et 60% des établissements du 75) ont reçu soit le triplet de candidatures de responsables administratifs et financiers, soit le triplet de candidatures d'assistants de gestion. Les établissements de plus grande taille (supérieure à 50 salariés) ont pour leur part reçu les deux triplets de candidatures. Pour tous les autres départements, l'ensemble des établissements a reçu soit le triplet de candidatures de responsables administratifs et financiers, soit le triplet de candidatures d'assistants de gestion. Le tableau 4 détaille la répartition par département des différents emplois testés, sachant que chaque recruteur reçoit trois candidatures distinctes.

Tableau 3. Nombre de candidatures valides (en réponses à une offre ou spontanée) par département

		Réponse à une offre		Candidature spontanée		
Code	Nom	Resp. Admin	Assistants de gestion	Resp. admin	Assistants de gestion	Total
6	Alpes-Maritimes	0	0	13	0	13
13	Bouches-du-Rhône	1	14	0	22	37
31	Haute-Garonne	0	0	21	0	21
33	Gironde	0	0	24	0	24
34	Hérault	0	0	0	15	15
35	Ille-et-Vilaine	0	0	0	18	18
38	Isère	0	0	5	7	12
44	Loire-Atlantique	2	24	20	0	46
59	Nord	3	25	0	20	48
67	Bas-Rhin	0	0	0	15	15
69	Rhône	8	43	34	32	117
75	Paris	20	89	116	115	340
77	Seine-et-Marne	4	10	8	0	22
78	Yvelines	1	9	5	0	15
91	Essonne	6	8	13	0	27
92	Hauts-de-Seine	8	35	0	26	69
93	Seine-Saint-Denis	7	9	0	13	29
94	Val-de-Marne	3	10	17	0	30
95	Val-d'Oise	1	8	9	0	18
Ensemble		64	284	285	283	916

Source: Test DESPERADO ES (TEPP-CNRS)

En comparant l'accès aux entretiens d'embauche que confèrent les mêmes recruteurs aux trois candidats fictifs considérés deux à deux, il est possible d'examiner l'existence de discriminations liées au sexe et celles liées à l'origine. Les comparaisons possibles sont précisées dans le tableau 4.

Tableau 4. Effets pouvant être mis en évidence

Comparaison des chances d'accéder à un entretien des candidats considérés deux à deux	**Effet pouvant être mis en évidence**
Candidat de référence versus candidat d'origine Nord-Africaine	Discrimination en raison de l'origine, selon le sexe des individus
Candidat de référence versus candidat de sexe non modal	Discrimination en raison du sexe parmi les candidats d'origine française

La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou lorsqu'il se manifeste, par courrier électronique ou par téléphone, pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas avant la fin de la campagne de test

par correspondance. En pratique, peu de réponses négatives sont données par les employeurs alors que les non-réponses sont très fréquentes.

2. Quels résultats aux tests de correspondance ?

Les résultats des tests de correspondance sont présentés dans le tableau 5. Un premier constat est qu'il existe un fort taux d'échec pour les candidatures dans le secteur de l'ESR, indépendamment des profils testés. Pour les offres publiées, seuls 229 candidats fictifs ont reçu un retour positif, soit un taux de réponse égal à 21,9 % (229 réponses pour (64 +284) * 3 =1044 candidatures). Le scénario est encore moins favorable pour les candidatures spontanées, pour lesquelles seulement 159 candidats fictifs ont eu un retour positif. Le taux de réponse est alors égal à 9,3 % (159 réponses pour (285 + 283) * 3 = 1704 candidatures).

Le tableau 5 ventile de manière fine les réponses par paire de candidatures, ce qui est conforme à l'esprit d'un test par correspondance qui consiste dans sa version canonique à comparer les taux de succès d'une paire de candidats semblables en tous points, à l'exception de la caractéristique dont on souhaite mesurer l'effet. La comparaison est alors faite systématiquement avec le ou la candidate de référence. Outre la structure des réponses, le tableau présente également le taux net de discrimination (colonne 6) ainsi que le rapport des taux de réponses (colonne 7).

Pour les offres publiées, le taux global de réponse pour les deux types de postes est 25,6 % pour les candidats de référence, 17,0 % pour les candidats d'origine Nord-Africaine, et 23,3 % pour les candidats du sexe non modal. La probabilité de succès apparaît donc sensiblement plus faible pour les candidats qui signalent par leur prénom et leur nom de famille une ascendance Nord-Africaine. Les taux de réponses positives sont un peu plus élevés pour les cadres administratifs que pour les assistants de gestion. Pour les premiers, la proportion de réponses positives est par exemple de 32,8 % pour les candidats de référence. Cette proportion est de près de 10 points inférieure (23,9%) pour les assistants de gestion. Pour les cadres administratifs, les taux de réponses positives sont similaires pour les candidats d'origine Nord-Africaine et les candidats du sexe non-modal (28,1% dans les deux cas). En revanche, pour les assistants de gestion, il existe un fort désavantage lié à l'origine avec un taux de réponse égal à 14,4%, qui est près de 10 points plus faible que celui du candidat de référence (23,9 %).

Pour les candidatures spontanées, si les taux de réponses sont globalement plus faibles, ils laissent de nouveau entrevoir quelques écarts selon les demandeurs. La probabilité de recevoir une réponse est près de 2 points de pourcentage plus faible pour les candidats d'origine Nord-Africaine (8,1 %) que pour les candidats de référence (9,9 %) et du sexe non modal (10,0 %). Les écarts sont assez similaires pour les deux professions testées : le taux de réponse positive le plus faible est toujours observé pour les candidatures d'origine Nord-Africaine (8,1 % pour les cadres administratifs, 6,7% pour les assistants de gestion). Sur le plan statistique, les écarts n'apparaissent toutefois significatifs pour aucun des profils testés. Le seul taux net de discrimination statistiquement significatif pour l'ensemble des tests réalisés est celui associé aux candidatures d'origine Nord-Africaine sur les postes d'assistants administratifs.

Tableau 5. Décomposition des taux de réponse

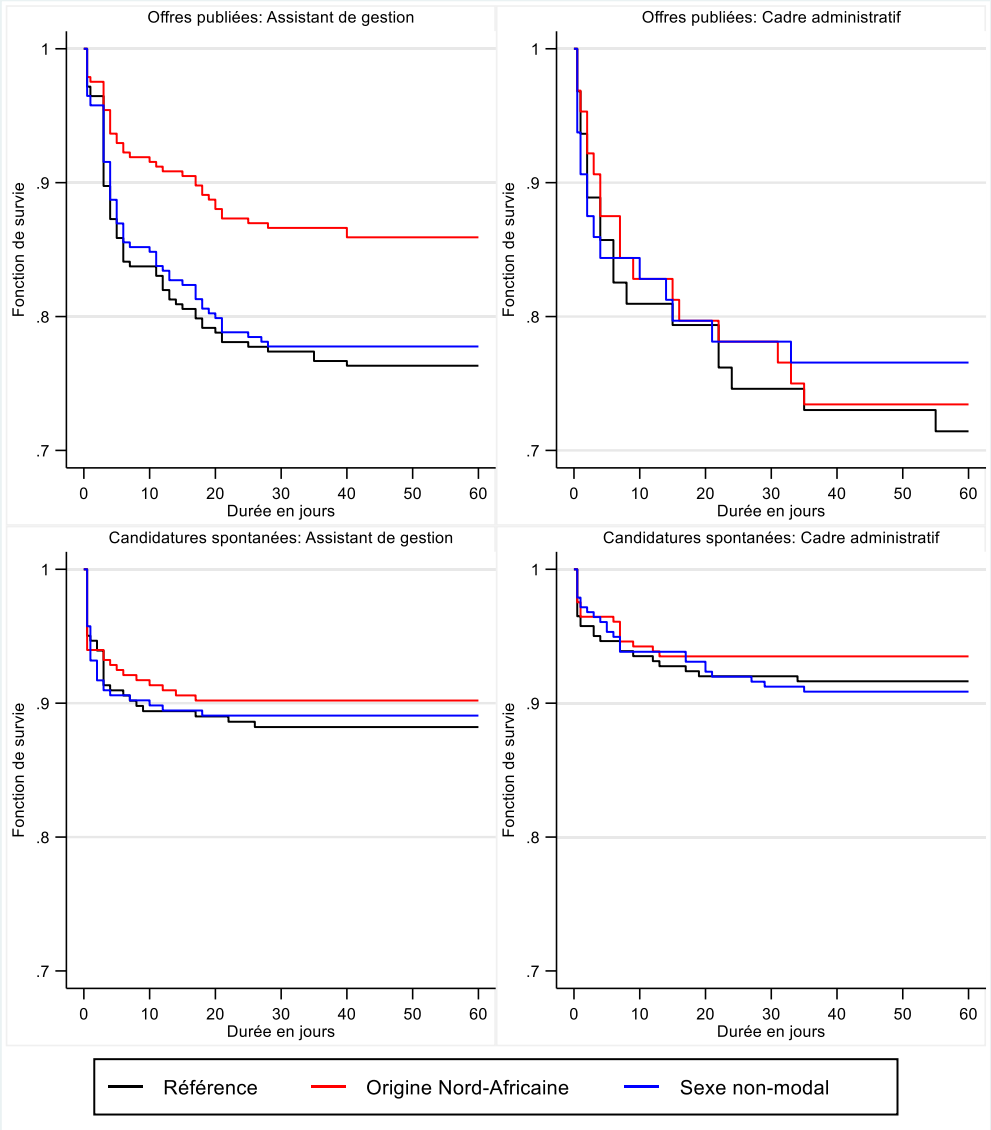
Echantillon	(1) Nb. D'offres testées	(2) Aucune réponse positive	(3) Deux réponses positives	(4) Seul le candidat de référence reçoit une réponse positive	(5) Seul le candidat potentiellement discriminé reçoit une réponse positive	(6) Taux net de discrimination	(7) Rapport des taux de réponse (réf. Vs potentiellement discriminé)
Réponses à des offres publiées							
Ensemble							
Reference vs Nord Africain	348	249	49	40	10	0,303	1,508***
Reference vs genre non modal	348	237	59	30	22	0,072	1,099
Assistant de gestion (référence = femme)							
Reference vs Nord Africain	284	208	33	35	8	0,355	1,659***
Reference vs genre non modal	284	197	44	24	19	0,057	1,079
Cadre administratif (référence = homme)							
Reference vs Nord Africain	64	41	16	5	2	0,130	1,167
Reference vs genre non modal	64	40	15	6	3	0,125	1,167
Candidatures spontanées							
Ensemble							
Reference vs Nord Africain	568	493	27	29	19	0,133	1,217
Reference vs genre non modal	568	488	33	23	24	-0,012	0,982
Assistant de gestion (référence = femme)							
Reference vs Nord Africain	283	239	16	17	11	0,136	1,222
Reference vs genre non modal	283	237	18	15	13	0,043	1,065
Cadre administratif (référence = homme)							
Reference vs Nord Africain	285	254	11	12	8	0,129	1,211
Reference vs genre non modal	285	251	15	8	11	-0,088	0,885

Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS), calcul des auteurs

Note: La discrimination nette est (6) = ((4)-(5))/((3)+(4)+(5)). Le taux de retour positif est (7) = ((3)+(4))/((3)+(5)). Les seuils de significativité retenus sont de 1% (***), 5% (**) and 10% (*).

Il est également intéressant de prendre en compte le temps écoulé entre l'envoi des candidatures et les éventuelles réponses positives. La Figure 1 décrit le temps passé, en nombre de jours, avant d'obtenir une réponse positive. Il s'agit des fonctions de survie de Kaplan-Meier construites pour les trois profils de candidats : candidat de référence, origine d'Afrique du Nord et sexe non modal. Les profils diffèrent à la fois selon le type d'emploi et le type de profession. Pour les secrétaires de gestion, le taux de survie décroît fortement au cours des dix premiers jours, puis il tend à se stabiliser au-delà. Les employeurs semblent donc faire des choix rapides dans les candidatures qu'ils retiennent. La situation est un peu différente pour les responsables administratifs, pour lesquels la courbe de survie devient progressivement horizontale à partir de 40 jours. La comparaison des courbes suivant les profils des candidats fait clairement apparaître des temps plus longs avant que les candidats originaires d'Afrique du Nord reçoivent une réponse positive sur les postes d'assistants de gestion.

Figure 1. Temps passé avant d'obtenir une réponse (fonctions de survie de Kaplan-Meier)



Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS), calcul des auteurs

Les tests de correspondance permettent d'évaluer l'effet d'une caractéristique particulière, ici l'origine ou le sexe non modal, en contrôlant l'ensemble des autres caractéristiques des candidats puisque, par

construction, ils ont suivi les mêmes études et ont des parcours professionnels semblables. Il peut toutefois subsister des sources d'hétérogénéité qui viennent influencer les taux de réponses, par exemple les conditions d'offre et de demande sur les marchés locaux du travail. Le recours à l'analyse économétrique permet d'évaluer l'effet des profils des candidats sur les taux de réponses nets de ces potentiels facteurs d'influence. Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation de modèles linéaires en probabilité d'une part pour l'ensemble des candidatures (colonne 1) et d'autre part pour les deux professions testées (colonnes 2 et 3). Notant R_{ji} la réponse reçue par le candidat i à l'annonce j (avec $R_{ji} = 1$ en cas de réponse positive et $R_{ji} = 0$ sinon), la spécification du modèle estimé est la suivante :

$$Pr(R_{ji} = 1) = c + \gamma_1 * t_{ji}^{origine\ maghrebine} + \gamma_2 * t_{ji}^{sexe\ non\ modal} + X\beta + \varepsilon_{ji} \quad (1)$$

où γ_1 et γ_2 mesurent l'effet des profils d'origine Nord-Africaine et de sexe non modal par rapport aux candidatures de référence sur le taux de réponse positive, X est un vecteur de variables de contrôle, et ε_{ji} est un résidu tel que $E[\varepsilon_{ji}] = 0$. Les facteurs explicatifs retenus dans les régressions comprennent notamment le département où est localisé l'établissement d'enseignement supérieur et de recherche ainsi que l'ordre d'envoi des candidatures.

La prise en compte de ces variables de contrôle ne vient pas modifier les résultats précédents. Toutes choses égales par ailleurs, la discrimination en raison de l'origine apparaît statistiquement significative (au seuil de 1%) pour les seules réponses à des offres publiées. Cet effet s'explique par les écarts observés pour les assistants de gestion, pour lesquels le taux de réponse positive diminue de 9,3 points pour les candidats d'origine Nord-Africaine. Si des effets négatifs de l'origine sont observés pour les autres scénarios, ils ne sont toutefois jamais significatifs.

Tableau 6. Estimation des taux de succès par un modèle linéaire en probabilité

Echantillon	(1) Ensemble	(2) Assistants de gestion	(3) Cadres administratifs
A. Réponses à des offres publiées			
Référence vs Nord-Africain	-0,085***	-0,093***	-0,047
	(-4,26)	(-4,16)	(-1,06)
Référence vs sexe non modal	-0,023	-0,017	-0,047
	(-1,11)	(-0,71)	(-0,98)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	1,044	852	192
R^2	0,041	0,053	0,288
B. Candidatures spontanées			
Référence vs Nord-Africain	-0,018	-0,021	-0,014
	(-1,38)	(-1,12)	(-0,88)
Référence vs sexe non modal	0,002	-0,007	0,010
	(0,14)	(-0,38)	(0,68)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	1,704	849	855
R^2	0,032	0,029	0,042

Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS)

Note : Le tableau reporte les résultats de l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire par les MCO avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les seuils de significativité retenus sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*). *Les variables de contrôle comprennent*

le département de l'établissement, l'ordre d'envoi, la disponibilité immédiate du candidat requise ou non par l'offre, le jeu de CV, le script de la candidature et le mois d'envoi de la candidature.

Le tableau 7 propose une estimation complémentaire à l'aide d'un modèle de survie de Cox pour expliquer le délai entre la date d'envoi de la candidature et la réception d'une réponse positive, dans le prolongement de la Figure 1. Les candidatures sans réponse sont des observations censurées. L'estimation prend en compte le même ensemble de variables de contrôle, au niveau de la candidature et de l'offre d'emploi, que celui du tableau précédent. Les effets obtenus sont inchangés. Le coefficient associé à l'origine Nord-Africaine est toujours négatif, mais le seul effet statistiquement significatif (au seuil de 1 %) est observé pour les assistants de gestion en réponse à des offres publiées (ceci vient expliquer le coefficient significatif de l'origine obtenu lorsque la régression est estimée pour l'ensemble des offres publiées).

Tableau 7. Estimation du délai avant une réponse positive (modèle de Cox)

Echantillon	(1) Ensemble	(2) Assistants de gestion	(3) Cadres administratifs
A. Réponses à des offres publiées			
Référence vs Nord Africain	-0,452***	-0,557***	-0,131
	(-4,13)	(-4,12)	(-0,65)
Référence vs sexe non modal	-0,079	-0,065	-0,129
	(-0,79)	(-0,55)	(-0,65)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	1,042	851	191
Log vraisemblance	-1531,4	-1114,0	-254,2
B. Candidatures spontanées			
Référence vs Nord Africain	-0,205	-0,160	-0,267
	(-1,35)	(-0,86)	(-1,13)
Référence vs sexe non modal	-0,003	-0,064	0,079
	(-0,02)	(-0,37)	(0,40)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	1,699	846	853
R^2	0,032	0,029	0,042

Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS)

Note : Le tableau reporte les résultats d'une estimation d'une fonction de survie à hasard proportionnel de Cox avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les seuils de significativité retenus sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*). *Les variables de contrôle comprennent le département de l'établissement, l'ordre d'envoi, la disponibilité immédiate du candidat requise ou non par l'offre, le jeu de CV, le script de la candidature et le mois d'envoi de la candidature.*

3. Comment expliquer les effets hétérogènes de l'origine ?

3.1. Les écarts entre professions

Les résultats mis en évidence à travers l'analyse statistique et économétrique suscitent une première interrogation : pourquoi constate-t-on une différence dans l'importance de la discrimination en raison de l'origine entre les deux professions pour les réponses aux offres d'emplois publiées ?

Deux explications distinctes peuvent être avancées. La première est qu'il existe effectivement des différences de la part des employeurs entre les cadres administratifs et les assistants de gestion. La

seconde est qu'il n'existe aucune différence entre les deux professions et que les cadres administratifs font bien l'objet de discriminations, mais que le nombre de tests réalisés s'avère en revanche insuffisant pour détecter des écarts significatifs dans les taux de réponse. Alors que des candidatures fictives ont été envoyées en réponses à 284 offres pour les assistants de gestion, il n'a été possible de répondre qu'à 64 offres pour des responsables administratifs. Ceci implique mécaniquement une moindre précision des estimations pour cette profession. Il importe dès lors de savoir si l'écart net dans les taux de réponses de 4,7 points en défaveur des candidats d'origine Nord-Africaine pourrait être significatif en présence d'un échantillon de taille plus importante pour les offres publiées.

Des analyses de puissance[3] peuvent être réalisées pour étudier la pertinence de ces deux explications. De façon conventionnelle, il est admis que la puissance doit excéder la valeur de 80 % pour être satisfaisante. Des simulations de Monte Carlo sont alors mises en œuvre. Une première étape consiste à estimer un modèle linéaire en probabilité à partir des échantillons des résultats aux réponses aux offres d'emplois. Pour chaque type d'emploi (assistant de gestion *versus* responsable administratif), un modèle expliquant la probabilité d'avoir un retour positif en fonction de la seule caractéristique d'intérêt du candidat, son genre et son origine, est estimé. Les résultats sont alors très proches de ceux présentés dans le tableau 6, ce qui illustre le fait que les variables de contrôle retenus ont très peu d'influence (il s'agit d'un résultat attendu dès lors que le test de correspondance a été convenablement réalisé). Une seconde étape consiste à simuler des échantillons de tailles différentes et à regarder dans quelle mesure le coefficient associé à une origine Nord-Africaine est ou non statistiquement significatif.

Trois tailles d'échantillons sont alors retenues : une valeur égale à 64 qui est la taille de l'échantillon sur lequel s'appuie l'étude pour les responsables administratifs, une valeur égale à 284 qui est la taille de l'échantillon des offres publiées pour les assistants de gestion, et enfin une valeur sensiblement plus élevée correspondant à 500, soit près du double du plus grand échantillon utilisé. Des tests de puissance sont mis en œuvre pour lesquels l'effet de l'origine Nord-Africaine est autorisé à varier entre -0,02 et 0,12 (avec un pas de 0,02). Pour chaque profession, 5000 tirages distincts (par taille d'échantillon retenue) sont réalisés. Les résultats pour les réponses à des offres d'emplois publiées sont présentés en Figure 2.

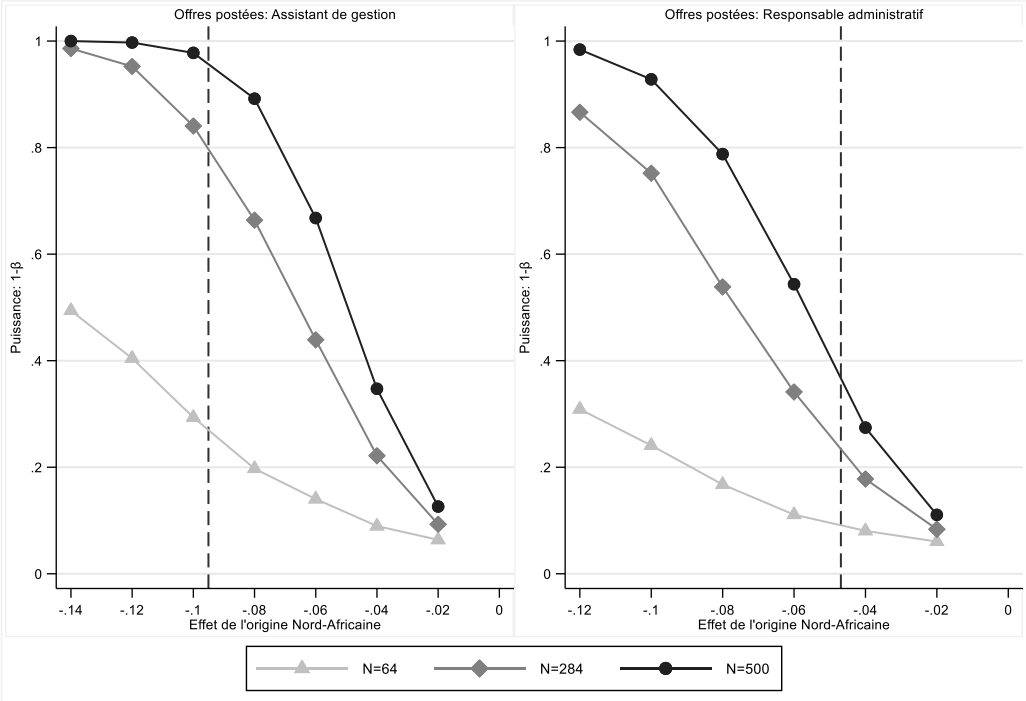
Pour les assistants de gestion, avec un échantillon de taille 284, la puissance associée à un coefficient de -0,095 est exactement égale à 80 %. Il convient donc de retenir que la taille d'échantillon des offres d'emplois pour les assistants de gestion était suffisante pour pouvoir détecter statistiquement une discrimination de cette amplitude. En revanche, si pour cette même profession, l'échantillon avait été sensiblement réduit avec une taille égale à 64, alors il n'aurait pas été possible de détecter un effet statistiquement significatif pour l'origine Nord-Africaine, puisque la puissance correspondante aurait été inférieure à 30 %. Inversement, un échantillon de 500 offres d'emplois aurait permis de détecter avec une puissance de 80 % un effet de l'origine Nord-Africaine d'une ampleur égale à 7,5 points de pourcentage.

Dans le cas des responsables administratifs, le même type d'analyse révèle que, pour toutes les tailles d'échantillon, la puissance reste très faible pour détecter un effet marginal de l'origine égal à -0,047. Elle

[3] Pour rappel, la puissance d'un test correspond à la probabilité de rejeter une hypothèse nulle à raison (il s'agit du complément de l'erreur de seconde espèce).

est au plus égale à 40 % pour un échantillon de taille 500. Avec un échantillon de taille aussi faible que 64 offres d'emplois, la puissance n'excède pas 30 % même lorsque l'effet négatif de l'origine Nord-Africaine est supposé égal à -0,12. Au final, cette analyse de puissance met en évidence l'importance de la taille de l'échantillon pour détecter d'éventuelles discriminations : le nombre d'offres d'emplois publiés pour les responsables administratifs est trop réduit pour parvenir à un effet statistiquement significatif sous l'hypothèse que l'effet de l'origine est bien égal à -0,047 (ce qui correspond à l'estimation ponctuelle reportée dans le tableau 2). Un tel effet n'aurait d'ailleurs pas davantage été détecté *a priori* avec un échantillon de taille 284. Il est ainsi possible de conclure qu'il existe bien une différence dans l'intensité de la discrimination suivant l'origine entre les deux professions.

Figure 2. Puissance estimée pour l'effet d'une origine Nord-Africaine dans les tests en réponse à des offres d'emploi



Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.
Note: calculs de puissance issus de simulations de Monte-Carlo avec 5 000 réplications, à partir d'un modèle linéaire en probabilité où est estimé le fait de recevoir une réponse positive en réponse à une candidature à une offre d'emploi en fonction de l'origine et du genre du candidat, avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois.

3.2. Les écarts entre offres d'emplois publiées et candidatures spontanées

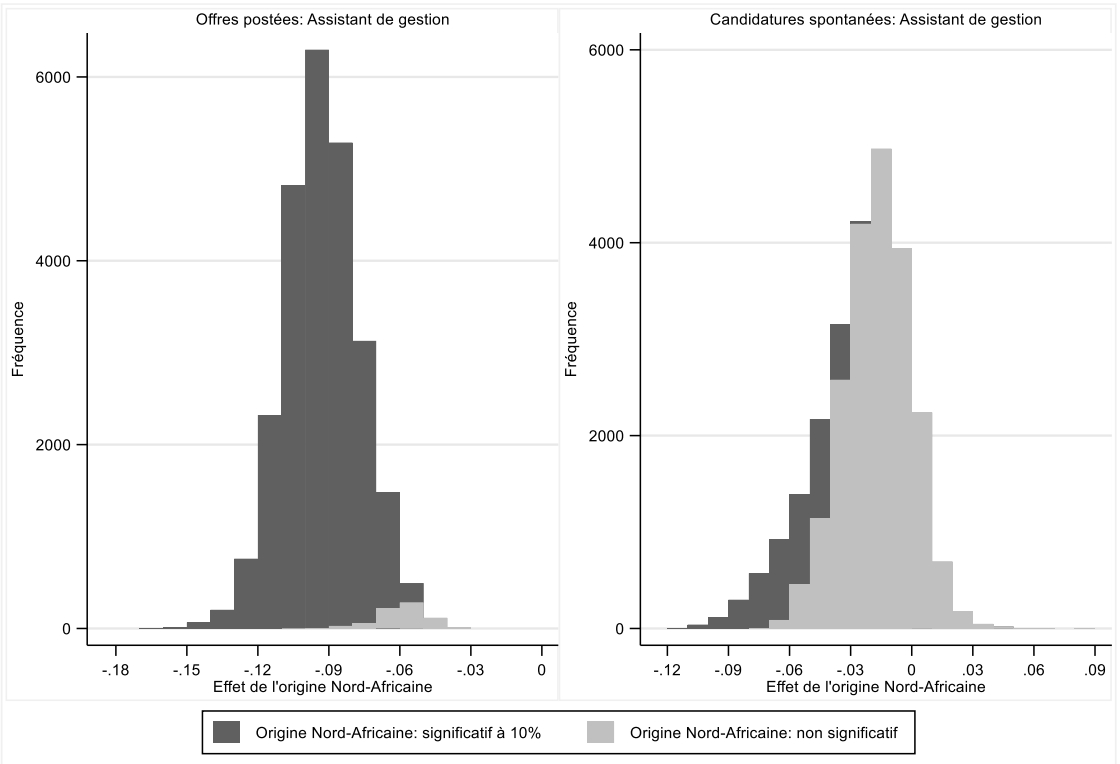
Une deuxième interrogation à la lecture des résultats concerne les différences qui sont observées entre les deux méthodes de tests : pourquoi existe-t-il des différences dans l'intensité des discriminations mesurée par des tests en réponses à des offres d'emplois (avec un effet significatif seulement pour les assistants de gestion) et par d'autres tests réalisés à partir de candidatures spontanées (avec un effet non significatif pour les deux professions, assistants de gestion et responsables administratifs) ? En préambule, il convient de noter que les coefficients estimés pour l'origine dans le Tableau 6 sont particulièrement faibles : -2,1 % pour les assistants de gestion et -1,4 % pour les responsables administratifs. Sans surprise, la réplication de la procédure précédente de calcul de puissance pour les tests par candidature spontanée indique qu'aucun effet significatif n'est en mesure d'être détecté même

en présence d'un échantillon de grande taille. Les résultats correspondants sont présentés dans la Figure A1 de l'Annexe 3.

Une différence majeure entre les deux types de tests réside dans leur couverture géographique. Comme le montre clairement le tableau 3, les départements testés ne sont pas les mêmes dans les deux ensembles de tests. Dès lors, il est possible que cette différence de couverture géographique puisse jouer un rôle dans les écarts observés entre les types de tests. Pour le vérifier, une procédure en deux étapes permettant de repérer des effets d'origine hétérogènes suivant la géographie est mise en place. La première étape consiste à effectuer, pour chaque profession et chaque type de test, des tirages aléatoires avec remise dans l'échantillon original pour évaluer l'effet de l'origine Nord-Africaine sur le taux de réponse positive et son éventuelle significativité. La procédure retenue est celle d'un bloc bootstrap au niveau départemental. La seconde étape vient mettre en correspondance les estimations obtenues avec la géographie. Elle permet de repérer de manière endogène quels sont les départements qui, le cas échéant, contribuent le plus à l'apparition de discriminations suivant l'origine. Cette approche permet d'apprécier dans quels mesure les écarts observés entre les tests sont liés à la composition géographique différenciée des échantillons.

La Figure 3 présente les résultats obtenus pour les assistants de gestion. A la fois pour les offres publiées et pour les candidatures spontanées, 25 000 tirages aléatoires de type bloc bootstrap sont réalisés. Pour les offres d'emplois publiées (partie gauche de la figure 3), la moyenne des coefficients estimés pour l'origine sur l'ensemble des tirages est égale à -0,093, ce qui est identique au coefficient obtenu à partir de l'échantillon initial (reporté en colonne 2 du Tableau 6). Sur les 25 000 tirages réalisés, l'effet de l'origine Nord-Africaine est statistiquement significatif au seuil de 10% dans 97,2% des cas (surface en gris foncé dans la Figure 3), ce qui est conforme à l'effet significatif trouvé pour l'échantillon initial.

Figure 3. Distribution des résultats d'estimation pour l'effet de l'origine Nord-Africaine pour les assistants de gestion



Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.
Note: Les estimations ponctuelles de l'effet d'une origine Nord-africaine sont obtenues à partir d'échantillons bootstrapés par bloc au niveau du département, avec 25 000 réplications. Chaque estimation ponctuelle est obtenue à partir d'un modèle de régression linéaire avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées).. Le seuil de significativité est de 10%.

Dans la partie droite de la Figure 3, le même exercice est effectué pour les candidatures spontanées. A partir des 25 000 tirages réalisés, l'effet moyen de l'origine Nord-Africaine est sensiblement plus faible, égal à -0,024, ce qui correspond à nouveau au coefficient reporté pour l'origine en colonne 2 du Tableau 6. La partie grisée correspondant à des effets significatifs apparaît désormais très réduite : l'effet d'origine est significatif au seuil de 10% dans seulement 17,7% des cas, et les coefficients estimés sont alors le plus souvent compris entre -0,05 et -0,09. Si cette proportion est certes limitée, ces résultats révèlent toutefois que l'on peut effectivement parvenir, dans certaines circonstances, à un effet significatif de l'origine pour les assistants de gestion dans les réponses aux candidatures spontanées.

Il devient dès lors possible de repérer dans quelle configuration géographique les effets statistiquement significatifs pour l'effet de l'origine sont obtenus. Il suffit pour cela de repérer pour chaque tirage le poids de chaque département dans l'échantillon ainsi constitué. En répétant cette opération pour les 25 000 tirages, la fréquence d'apparition de chaque département lorsque l'effet de l'origine est statistiquement significatif peut être calculée. Les résultats sont présentés dans le tableau 8, qui précise les sur-représentations géographiques (ou sous-représentations) dans les situations pour lesquelles l'effet d'origine ressort. Les colonnes 3 (pour les offres publiées) et 6 (pour les candidatures spontanées) indiquent des rapports de chance (odds ratio) pour la présence de chaque département. Ainsi, des ratios supérieurs à 1 (inférieurs à 1) indiquent que les départements concernés sont sur-représentés (sous-représentés) lorsqu'une discrimination est détectée en raison d'une origine Nord-Africaine.

Tableau 8. Identification des départements pour lesquels un effet significatif d'une origine Nord-Africaine est détecté pour les assistants de gestion

Code département	Nom	Réponses à des offres			Candidatures spontanées		
		(1) Echantillons bootstrappés par bloc	(2) Echantillon initial	(3) Rapport de chance	(4) Echantillons bootstrappés par bloc	(5) Echantillon initial	(6) Rapport de chance
6	Alpes-Maritimes						
13	Bouches-du-Rhône	8,3	4,9	1,69	6,3	7,8	0,81
31	Haute-Garonne						
33	Gironde						
34	Hérault				11,4	5,3	2,15
35	Ille-et-Vilaine				11,5	6,4	1,80
38	Isère				11,6	2,5	4,67
44	Loire-Atlantique	8,5	8,5	1,01			
59	Nord	8,3	8,8	0,95	12,8	7,1	1,81
67	Bas-Rhin				11,4	5,3	2,15
69	Rhône	8,2	15,1	0,54	14,5	11,3	1,28
75	Paris	8,6	31,3	0,27	5,4	40,6	0,13
77	Seine-et-Marne	8,2	3,5	2,33			
78	Yvelines	8,3	3,2	2,63			
91	Essonne	8,3	2,8	2,96			
92	Hauts-de-Seine	8,4	12,3	0,68	9,7	9,2	1,06
93	Seine-Saint-Denis	8,2	3,2	2,59	5,4	4,6	1,18
94	Val-de-Marne	8,4	3,5	2,38			
95	Val-d'Oise	8,2	2,8	2,92			
Ensemble		100,0	100,0		100,0	100,0	

Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.

Note: Les colonnes (1) et (4) présentent la ventilation géographique des échantillons bootstrapés par bloc (au niveau de chaque département, obtenus avec 25 000 réplications) pour lesquels l'effet de l'origine Nord-Africaine est significatif à 10 % Les colonnes (2) et (5) présentent la ventilation géographique de l'échantillon initial résultant du test par correspondance. Les rapports de chance sont définis par (3)=(1)/(2) et (6)=(4)/(5).

Pour les offres d'emplois publiées, le département de Paris représente plus de 30 % des observations dans l'échantillon initial contre 8,6 % dans les échantillons obtenus par tirage avec bloc bootstrap. Cela signifie donc que les résultats obtenus à Paris pour ce type de tests vont venir minorer l'importance de la discrimination dans l'échantillon initial. D'après la colonne 3 du tableau 8, les trois départements caractérisés par les plus faibles rapports de chances sont Paris (75), le Rhône (69) et les Hauts de Seine (92), par valeur croissante du rapport de chance. Pour les candidatures spontanées, la colonne 6 du tableau 8 révèle que seuls deux départements se caractérisent par un rapport de chance inférieur à l'unité : il s'agit du département de Paris (avec un ratio égal à 0,13), puis de celui des Bouches-du-Rhône (13), à un degré moindre. Cette procédure permet au final de repérer, de manière transparente, les départements qui contribuent le plus et le moins aux discriminations suivant l'origine.

Il est finalement possible de savoir dans quelle mesure la composition géographique de chaque échantillon vient jouer sur les résultats obtenus pour l'intensité de la discrimination. La procédure consiste à supprimer progressivement de l'échantillon les départements qui ont les rapports de chances les plus faibles, c'est-à-dire ceux qui sont sous-représentés (par rapport à l'échantillon initial) lorsque la discrimination selon l'origine est statistiquement significative dans les simulations de Monte Carlo. Il subsiste toutefois une difficulté liée à la taille de l'échantillon : le fait d'éliminer des départements vient mécaniquement réduire le nombre d'observations, ce qui augmente le problème de puissance discuté précédemment. Tout en retirant des départements où la discrimination suivant l'origine est moins présente, il devient progressivement de plus en plus difficile de détecter la discrimination à l'œuvre dans

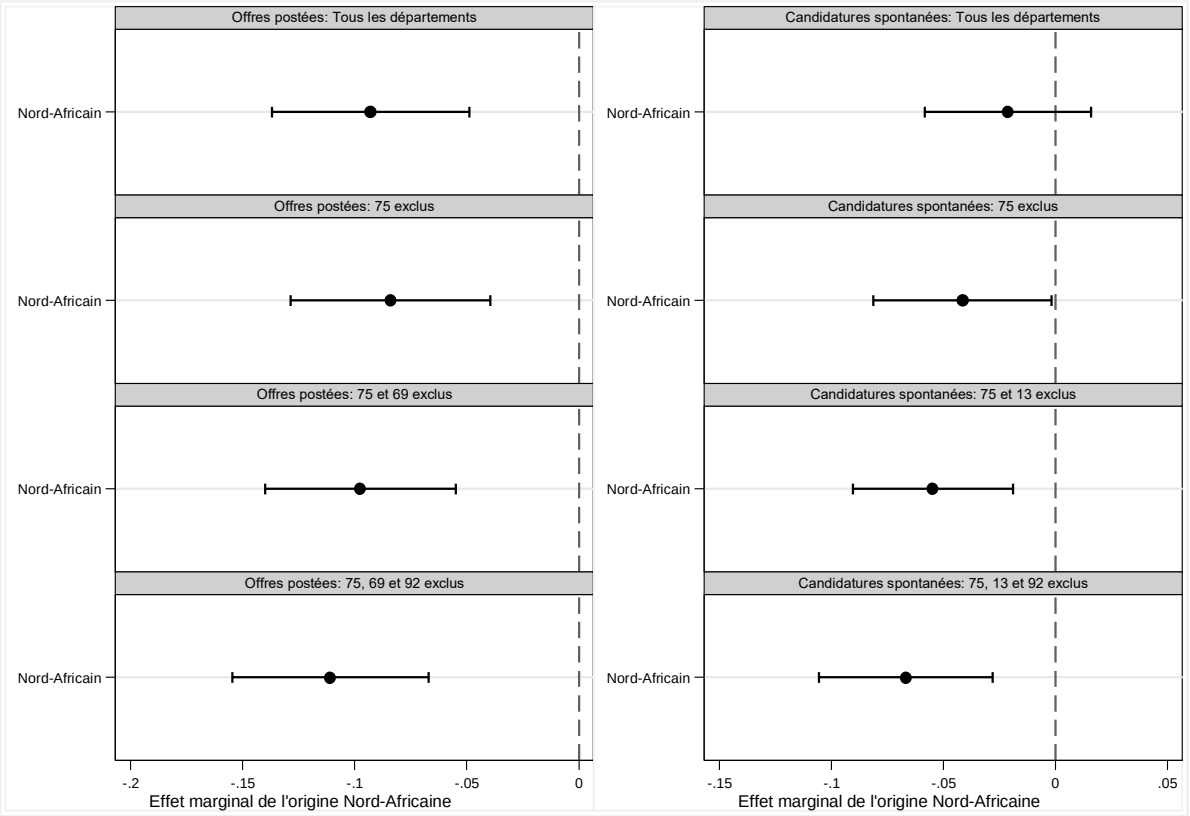
les autres départements. Pour contourner ce problème, une fois qu'un ou plusieurs départements sont retirés de l'échantillon, les observations restantes sont ensuite dupliquées au niveau des offres d'emplois ou des candidatures spontanées, puis un tirage aléatoire est réalisé afin que la taille de chaque échantillon bootstrappé demeure égale à celle de l'échantillon initial[4].

Les coefficients pour l'origine Nord-Africaine, obtenus à partir de régressions linéaires avec 5000 tirages via une procédure de type bootstrap, sont présentés sous forme graphique. Les résultats pour les assistants de gestion sont présentés dans la figure 4, qui compare les effets obtenus pour les réponses aux offres d'emplois publiées (à gauche) et pour les candidatures spontanées (à droite). Les résultats détaillés des régressions sont présentés dans le tableau A2 en annexe. Les départements successivement exclus de l'échantillon sont Paris, puis Paris et les Bouches-du-Rhône, et enfin Paris, les Bouches-du-Rhône et les Hauts-de-Seine. Pour les réponses aux offres d'emplois, l'amplitude de l'effet de l'origine tend à augmenter (en valeur absolue) une fois que les départements les moins représentés dans les scénarios où le coefficient devient significatif sont exclus. Par exemple, le coefficient de l'origine Nord-Africaine devient égal à -11,1 % (t=-3,10) lorsque les départements 75, 13 et 92 sont exclus.

Pour les candidatures spontanées, le résultat initial d'absence d'effet significatif de l'origine Nord-Africaine des candidats qui est obtenu dans le tableau 6 n'est pas robuste à l'exclusion de certains départements. Au fur et à mesure que les départements les moins concernés par la discrimination sont retirés de l'échantillon, l'effet négatif de l'origine devient progressivement de plus en plus important (en valeur absolue) et, surtout, statistiquement significatif. Par exemple, le seul fait d'exclure le département de Paris de l'échantillon donne lieu à un effet de l'origine de -4,2%, significatif au seuil de 5 % (t=-2,04). L'importance de l'effet d'origine passe à -5,5% (t=-3,00) lorsque les départements 75 et 13 sont exclus, et même à -6,7 % (t=-3,38) lorsque les trois départements 75, 13 et 92 sont exclus.

[4] Cette procédure permet donc bien de mesurer un effet de composition géographique pour l'échantillon net d'un effet de puissance (qui intervient si la taille de l'échantillon est réduite).

Figure 4. Estimation de l'effet d'une origine Nord-Africaine pour les assistants de gestion, pour différentes couvertures géographiques



Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.
Note: Chaque point correspond à un coefficient estimé à partir d'un modèle linéaire en probabilité avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les intervalles de confiance sont au seuil de 95 %.

Au final, cette analyse met en évidence l'hétérogénéité géographique associée à la discrimination selon l'origine. La procédure proposée ici permet de repérer facilement les départements caractérisés par des écarts par rapport à la discrimination moyenne : dès lors que les départements pour lesquels les écarts suivants l'origine Nord-Africaine sont les plus faibles sont exclus de l'échantillon, il devient possible de mettre en évidence un effet statistiquement significatif de l'origine Nord-Africaine pour les assistants de gestion. Pour cette profession, les départements singuliers sont Paris, les Hauts-de Seine, les Bouches-du-Rhône et le Rhône (suivant le type de test). Il est intéressant de noter que ces départements entourent les trois plus grandes villes de France, Paris, Lyon et Marseille. La diversité des populations suivant les origines dans ces villes et le degré de tension dans le recrutement des établissements pourraient constituer des explications aux moindres discriminations observées, mais la pertinence de ces hypothèses ne peut être davantage examinée.

Il est alors intéressant de savoir si des effets similaires existent pour les responsables administratifs. La Figure A2 en Annexe 3 suggère des situations différentes suivant le type de test. Pour le test réalisé par candidatures spontanées, il s'avère impossible de parvenir à un effet significatif de l'origine (pas même une seule fois) en faisant varier la composition géographique de l'échantillon suivant 25 0000 tirages, sachant que la taille d'échantillon est maintenue constante. En revanche, pour les réponses aux offres d'emplois, il est possible de faire apparaître des effets statistiquement significatifs de l'origine, comme

l'indique l'histogramme de gauche de la Figure A2 en Annexe 3. La proportion d'effets de l'origine significatif au seuil de 10 % est alors égale à 15,8 %.

Dans le Tableau A3, nous déterminons quels sont les départements qui contribuent le plus à rendre non-significatif l'effet d'origine pour les responsables administratifs. Ces départements sous-représentés sont, par ordre croissant : les Hauts-de-Seine avec un rapport de chances de 0,04, puis Paris avec un rapport de 0,28 et enfin le Rhône avec une valeur de 0,63. A l'instar des assistants de gestion, des modèles linéaires sont alors estimés en excluant successivement ces départements, donc d'abord le 92, puis le 92 et le 75, et enfin le 92, le 75 et le 69. La difficulté potentielle est que l'échantillon demeure de petite taille, composé de 64 offres. Néanmoins, les résultats illustrent l'intérêt de la procédure.

En effet, il suffit d'exclure les offres d'emplois localisées dans les Hauts-de Seine pour que l'effet d'une origine Nord-Africaine devienne significatif et négatif : l'effet marginal est alors égal à – 0,071 avec t=-2,22. Le résultat est renforcé en excluant également le département de Paris, avec un effet marginal qui vaut désormais -0,111 et t=-2.86. Enfin, l'effet marginal atteint -0,143 si l'on exclut les trois principaux départements (92, 75, 69), avec t=-3.31. Cette procédure qui permet de détecter des effets hétérogènes suivant la géographie montre ici tout son intérêt. Lorsque le département des Hauts-de-Seine est exclu (partie droite de la Figure A3), alors l'effet lié à l'origine Nord-Africaine est égal à -0,071 avec t=-2.04. En l'absence de la procédure de détection des contributions des départements à la discrimination, il n'eût pas été possible de parvenir à un effet significatif de l'origine.

Conclusion

Même si le fait paraît inconciliable avec les valeurs d'égalité et d'universalité au fondement même du projet universitaire, la présente étude établie de façon non ambigüe qu'il existe bien des discriminations à l'embauche dans l'accès aux métiers de l'enseignement supérieur et de la recherche. Pour la profession d'assistant administratif, la plus testée ici, une origine Nord-Africaine, signalée par le prénom et le nom des candidats, diminue de 8,5 points de pourcentage la probabilité de recevoir une réponse positive à une candidature en réponse à une offre d'emploi publiée par un établissement d'enseignement supérieur ou par un centre de recherche. L'effet est négatif pour une candidature spontanée, mais de faible intensité et non statistiquement significatif. L'ordre de grandeur pour les assistants de gestion en réponse à des offres publiées est comparable à celui des études réalisées sur l'ensemble de la fonction publique (Challe et al., 2023). Il n'y a donc pas d'exception du monde de l'enseignement supérieur et de la recherche en matière d'exposition aux discriminations.

Certes, l'étude ne met pas en évidence un résultat semblable pour des postes plus qualifiés de responsable administratif, pour lesquels l'échantillon est plus restreint. Elle ne met pas non plus en évidence un effet significatif du genre des candidats qui est testé selon les mêmes procédures que le critère de l'origine. Néanmoins, un examen approfondi des résultats des tests souligne leur sensibilité à la couverture géographique, en particulier pour l'effet d'origine. Il suffit d'exclure un département parmi la vingtaine qui figure dans les échantillons pour faire apparaître un résultat significatif de l'origine, à la fois pour les postes d'assistants de gestion testés par candidature spontanée et pour les postes de responsable administratif testés par des réponses à des offres d'emplois.

La mise en évidence d'une sensibilité au périmètre géographique est un résultat important pour les études qui souhaitent contribuer à l'amélioration de la mesure des discriminations. Le résultat de non-discrimination des cadres administratifs ne résiste pas à l'exclusion de l'échantillon de Paris, Lyon ou Marseille. Il s'agit des départements les plus denses, où le prix du logement est le plus élevé et où la concentration d'établissements d'enseignement supérieur est la plus forte. Dans ces départements où l'emploi est très dynamique, les recruteurs de l'enseignement supérieur sont en situation de forte tension et sont sans doute confrontés à des difficultés plus grandes pour pourvoir leurs postes vacants, ce qui peut contribuer à atténuer l'ampleur des discriminations. Cette hypothèse de dépendance au contexte local mériterait d'être testée dans le cadre d'une étude ciblant spécifiquement ce type de problématique. Quoi qu'il en soit, le message est qu'il importe de considérer la dimension spatiale en matière de mesure des discriminations.

Cette étude montre également qu'il est possible de mesurer des discriminations au niveau d'un secteur relativement étroit, qui représente moins de 2 % de l'emploi total. Même sur un secteur aussi limité, il est pertinent de conduire des études multi-critères, testant simultanément plusieurs professions avec plusieurs méthodes de tests, comme cela a été réalisé dans cette étude. Pour autant, il convient aussi de rappeler que la méthode du test par correspondance est une technique expérimentale de construction de données qui n'est pas sans limite. Notamment, cette méthode appliquée au marché du travail mesure des discriminations dans l'accès à un entretien d'embauche, alors que des différences de traitement peuvent affecter les étapes ultérieures du recrutement. En ce sens, les résultats présentés sous-estiment très vraisemblablement l'ampleur de la discrimination dans l'ESR. Par ailleurs, la mesure est effectuée à un moment précis du temps, ici entre 2021 et 2022, sur un ensemble partiel de professions et pour un secteur d'activité bien circonscrit. L'analyse mériterait d'être prolongée aussi bien dans les dimensions sectorielle que temporelle.

Références

Bertrand, M., & Duflo, E. (2017). "Chapter 8-Field Experiments on Discrimination". In A. Banerjee V. & E. Duflo (Eds.), *Handbook of Economic Field Experiments* (Vol. 1, pp. 309-393). North-Holland.

Challe, L., L'Horty, Y., Petit, P., Wolff, F-C, (2023). « Cyclical behavior of hiring discrimination: Evidence from repeated experiments in France », *The Annals of Regional Science*, 2023, p 1-23.

Chareyron, S., L'Horty, Y. Petit P. (2023-a). « Cream Skimming and Discrimination in Access to Medical Care: A Field Experiment », *Health Economics*, Aug;32(8):1868-1883. doi: 10.1002/hec.4692. Epub 2023 Apr 27. PMID: 37104549.

Chareyron, S., L'Horty, Y., & Petit, P. (2023-b). Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address. *Economie et Statistique/Economics and Statistics*, *541*, 3-16.

Duguet, E., Léandri, N., L'Horty Y. et Petit Y. (2010). « Are Young French Jobseekers of Ethnic Immigrant Origin Discriminated Against ? A Controlled Experiment in the Paris Area », *Annales d'économie et de statistique*, 2010, (99-100), pp. 187-215.

L'Horty Y., (2016). *Les discriminations dans l'accès à l'emploi public*, Rapport pour le Premier Ministre, La documentation française, 106 pages.

L'Horty, Y., & Petit, P. (2023). Mesurer des discriminations ethno-raciales en France: l'apport des testing. *Appartenances & Altérités*, (3).

Lippens, Louis, Siel Vermeiren et Stijn Baert. (2021). « The State of Hiring Discrimination : A Meta-Analysis of (Almost) All Recent Correspondence Experiments », IZA DP n°14966.

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche (2023). L'état de l'emploi scientifique en France, 181 pages.

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche (2022). Etat de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation en France n°16, fiche n°35 Les moyens humains de la recherche et développement.

Ministère de la transformation et de la fonction publique (2022). Rapport annuel sur l'état de la fonction publique, 265 pages.

Neumark, D. (2018). "Experimental research on labor market discrimination". *Journal of Economic Literature*, vol. 56, pp. 799-866.

Petit, P., Bunel M., et L'Horty Y., (2020). « Les discriminations à l'embauche dans la sphère publique : effets respectifs de l'adresse et de l'origine », *Revue économique*, 2020/1, vol 71, pp 31-56.

Quillian, L., D. Pager, O. Hexel, and A. H. Midtbøen (2017). "Meta-analysis of field experiments shows no change in racial discrimination in hiring over time." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 114, 41, 10870-10875.

Riach, P. A., & Rich, J. (2002). "Field Experiments of Discrimination in the Market Place". *The Economic Journal*, 112(483), F480-F518.

Zschirnt, E. and D. Ruedin (2016). "Ethnic discrimination in hiring decisions: A meta-analysis of correspondence tests 1990-2015". *Journal of Ethnic and Migration Studies*, vol. 42, pp. 1115-1134.

Annexe 1

Statistiques complémentaires sur les deux professions testées

Tableau A1.1 : Statistiques descriptives sur la profession de responsable administratif (Catégorie A dans la fonction publique)

Caractéristiques	Responsable administratifs (2008-2012)	Responsable administratifs (2013-2016)
Sexe (mode)	Homme	Femme
Nationalité (mode)	Française	Français de naissance, y compris par réintégration
Région de résidence (mode)	Ile-de-France	Ile-de-France
Âge de fin d'études (moyenne)	22 ans	22 ans
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	Autres diplômes supérieurs (niveau bac +3 et plus)	Autres diplômes supérieurs (niveau bac +3 et plus) que licence et licence professionnelle
Expérience potentielle sur le marché du travail, en années (moyenne)	22	23 ans
Part de femmes (pourcentage)	48	55,25%
Nature de l'employeur de la profession principale parmi les salariés		
Etat	0,14	95,19
Collectivités locales, HLM	-	3,68
Hôpitaux publics	-	0,48
Particulier	0,11	0,41
Entreprise publique (La Poste, EDF-GDF, etc.)	4	0,21
Entreprise privée, association	95	0,02
Statut pour les agents de l'Etat des collectivités locales ou des hôpitaux		
Elève fonctionnaire ou stagiaire	-	75,67%
Agent titulaire	100	24,33%
Contractuel	-	Femme

Source : Enquête Emploi 2008-2012 (INSEE).
Champ : Actifs occupés ayant terminé leurs études initiales (15-64 ans).
312c - Experts comptables, comptables agréés, libéraux,
373a - Cadres des services financiers ou comptables des grandes entreprises
373c - Cadres des services financiers ou comptables des petites et moyennes

Tableau A1.2 : Statistiques descriptives sur la profession d'assistant de gestion (Catégorie B dans la fonction publique)

Caractéristiques	Assistant de gestion
Sexe (mode)	Femme
Nationalité (mode)	Française (de naissance, y compris par réintégration)
Région de résidence (mode)	Ile-de-France
Âge de fin d'études (moyenne)	20 ans
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	BTS
Expérience potentielle sur le marché du travail, en années (moyenne)	14 ans
Part de femmes (pourcentage)	95%
Entreprise privée, association	92,60%
Entreprise publique (La Poste, EDF-GDF, etc.)	4,90%
Etat	1,50%
Collectivités locales, HLM	0,45%
Hôpitaux publics	0,34%
Particulier	0,09%
Agent titulaire	49,40%
Contractuel	47,70%
Stagiaire	2,90%

Source : Enquête Emploi 2013-2016 (INSEE).
Champ : Actifs occupés ayant terminé leurs études initiales (15-64 ans)
461a : Personnel de secrétariat de niveau supérieur, secrétaires de direction (non cadres)

Annexe 2

Exemple de candidatures fictives

Nous présentons ci-après un exemple de deux CV de responsables administratifs et financiers résidant à Marseille : celui du candidat de référence et celui du candidat d'origine Nord-Africaine. Ces deux supports de candidature ont été utilisés pour répondre à des offres d'emploi dans l'enseignement supérieur dans le département des Bouches-du-Rhône

Thomas Durand
11 rue Consolat, 13001 Marseille
th_durand@laposte.net – 06 44 05 95 68

Célibataire, 33 ans, Nationalité Française, Mobile (permis B et véhicule)

RESPONSABLE ADMINISTRATIF EXPERIMENTE

EXPERIENCE PROFESSIONNELLE

Depuis Nov. 17	RESPONSABLE ADMINISTRATIF ET RESSOURCES HUMAINES Contrôle de gestion. Suivi et contrôle des opérations RH. Elaboration, suivi et contrôle des comptes analytiques et budgétaires, construction d'outils d'analyse, optimisation des coûts et des procédures, reporting mensuel, élaboration de budgets prévisionnels, analyse des écarts. Responsable de 11 collaborateurs. En CDI dans l'entreprise Beuchat International, Marseille (13).
Déc. 14 à Oct. 17	CONTROLEUR DE GESTION Audit et restructuration des méthodes d'achats, suivi, analyse des écarts, variations, évolutions, conception des tableaux de bord, production et analyse des indicateurs de rentabilité, supervision de la comptabilité générale et analytique, élaboration et suivi des budgets, reporting, arrêtés comptables, déclarations fiscales, proposition d'actions correctrices. En CDI dans l'entreprise Larivière, Paris (75).
Sept. 11 à Nov. 14	AUDIT EN CABINET D'EXPERTISE COMPTABLE Audit comptable et financier, clôtures comptables Conseils financiers, juridiques et fiscaux. En CDI dans le cabinet d'expertise comptable Cogep, Châtellerault (86).

QUALIFICATIONS

Juin 2011 :	MASTER 2 PROFESSIONNEL COMPTABILITE-CONTROLE-AUDIT (UNIVERSITE DE POITIERS) Stage de fin d'études de 5 mois en cabinet d'expertise comptable Soregor, Poitiers (86)
Juin 2009 :	LICENCE DE GESTION (UNIVERSITE DE POITIERS)
Juin 2008 :	DEUG D'ECONOMIE-GESTION (UNIVERSITE DE POITIERS)
Juin 2006 :	BACCALAUREAT SCIENTIFIQUE

DIVERS

Outils informatiques : Word-Excel-Powerpoint, Logiciels Sage-Ciel-EBP-Ciril.
Langue étrangère : anglais.
Loisirs : VTT, basket, lecture.

Omar SLIMANI
26 Bd du Maréchal Juin, 13004
Marseille
06 41 19 56 71
slimani-o@hotmail.com

Situation actuelle :
31 ans, célibataire
Nationalité française

RESPONSABLE ADMINISTRATIF CONFIRME

EXPERIENCES PROFESSIONNELLES

Janvier 2019 à actuellement : Responsable administratif financier et RH (CDI).
Supervision de l'ensemble des opérations de comptabilité (équipe de 6 personnes), suivi des exercices budgétaires, consolidation, production de tableaux de bord centralisés, formalisation de procédures, mise à jour des procédures de contrôle, traitement de dossiers financiers, supervision du service RH (équipe de 4 personnes). **MARSEILLE FRET (13 Marseille).**

Décembre 2015 à Décembre 2018 : Responsable administratif et financier (CDI).
Supervision des services financiers et comptables, élaboration des budgets, reporting, développement d'outils de gestion, mise en place de tableaux de bord, conseil juridique, analyse de performance, contrôle de gestion. **ALPHA SIGNALETIC (53 Laval).**

Juillet 2013 à Novembre 2015 : Contrôleur de gestion en cabinet (CDI)
Contrôle de gestion pour entreprises, mise en place d'indicateurs, de tableaux de bord, analyse des prix et des coûts, collecte d'informations financières, suivi de la comptabilité, analyse des écarts, rédaction de rapports. **Cabinet d'expert-comptable CELIANSE (72 Le Mans).**

Janvier à mai 2013 : Auditeur Externe en cabinet (STAGE de Master 2)
Participation à des missions d'audit légal, à la rédaction de rapports et de notes de synthèse, révision comptable. **Cabinet d'expert-comptable BDO (72 Le Mans).**

FORMATION INITIALE ET CONCOURS

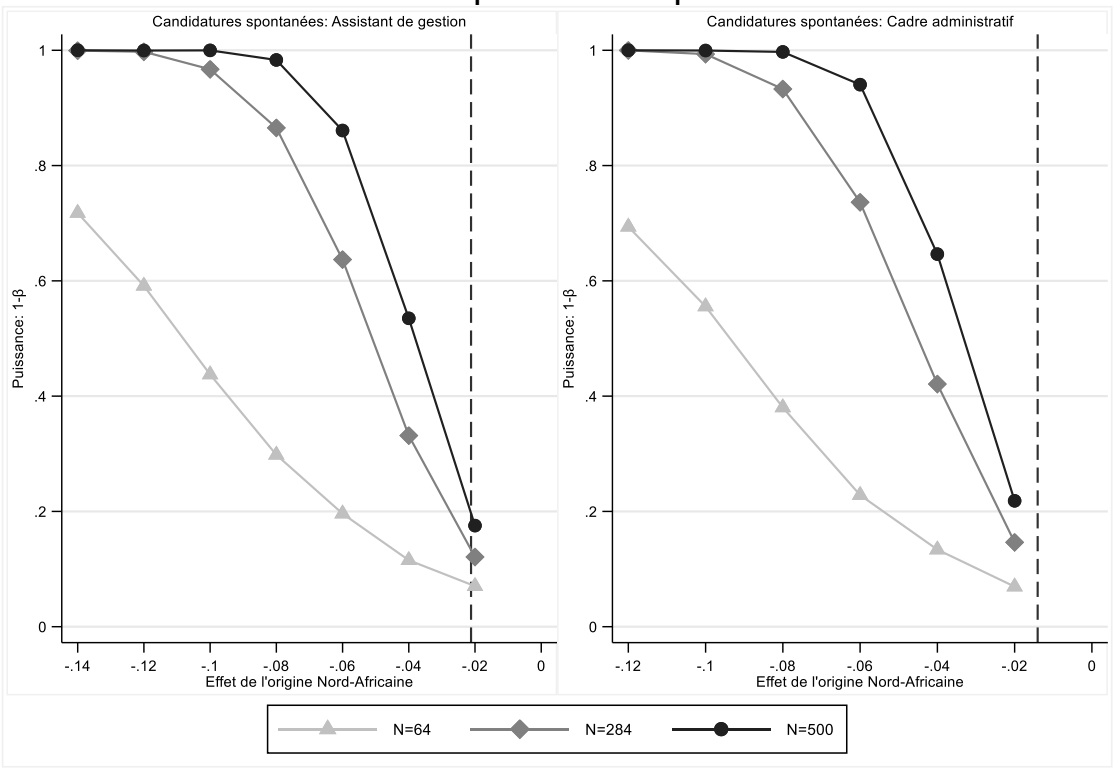
2013 : Master 2 mention Comptabilité, Contrôle et Audit, Université du Maine
2012 : Master 1 mention Comptabilité, Contrôle et Audit, Université du Maine
2010 : Licence mention Economie et Gestion, Université du Maine
2009 : DEUG mention Economie et Gestion, Université du Maine
2008 : Baccalauréat de la série scientifique, Lycée Marguerite Yourcenar au Mans

DIVERS

Très bonne maîtrise d'Excel.
Très bonne maîtrise des logiciels Ciril, Ciel, EBP, Sage.
Langue étrangère : anglais.
Hobbies : Volley. Lecture. Cinéma.
Permis B et voiture personnelle.

Annexe 3

Figure A1. Puissance estimée pour la candidature d'origine Nord-Africaine dans le test par candidature spontanée



Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS).

Note: analyse de puissance à partir de simulations de Monte Carlo, avec 1000 réplications. Estimations de la probabilité de recevoir une réponse positive avec des modèles linéaires en probabilité pour le candidat originaire d'Afrique du Nord, avec écarts-type clustérisés au niveau de l'offre d'emploi.

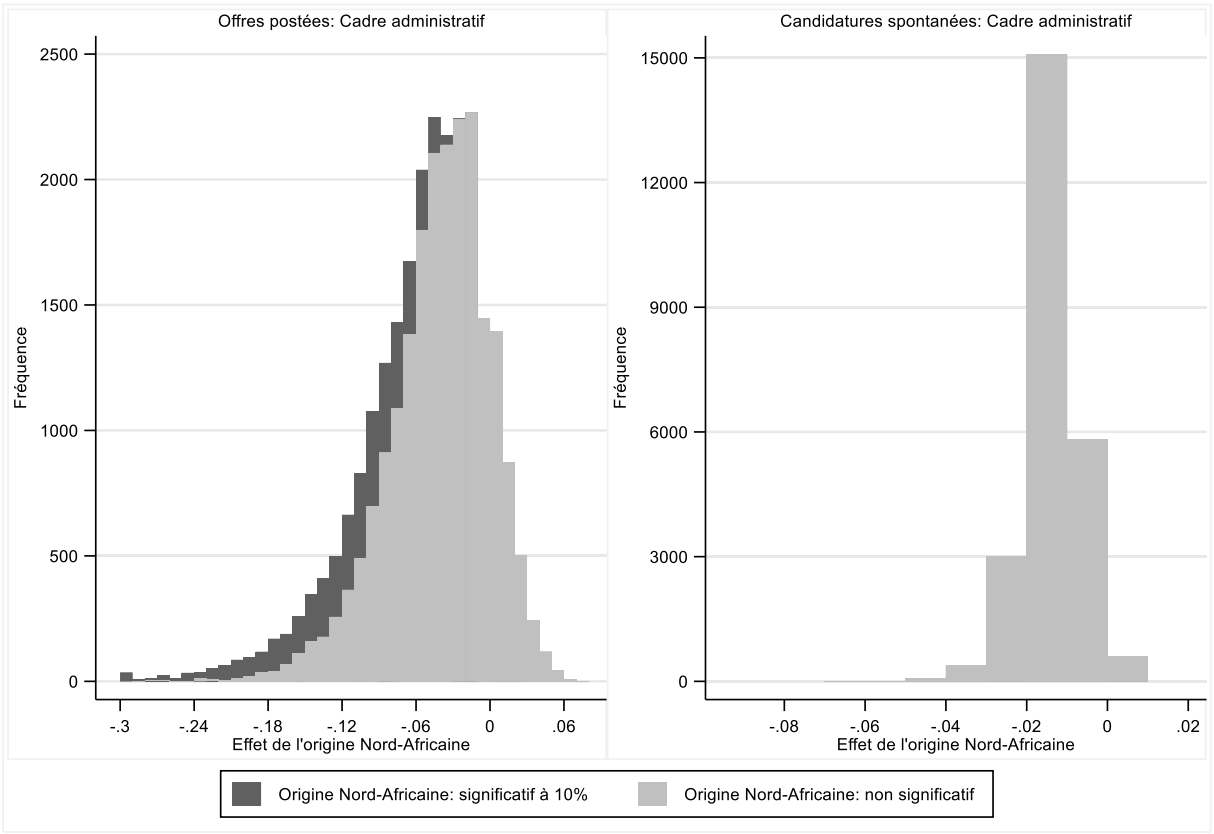
Table A2. Estimations détaillées des taux de réponse aux candidatures des assistants de gestion, avec selection des départements

Echantillon	(1)	(2)	(3)	(4)
A. Réponses à des offres publiées				
Départements exclus de l'échantillon	Aucun	75	75+69	75+69+92
Référence vs Nord-Africain	-0.093***	-0.084***	-0.097***	-0.111***
	(-4.16)	(-3.69)	(-4.49)	(-4.97)
Référence vs sexe non modal	-0.017	-0.003	-0.026	-0.035
	(-0.71)	(-0.12)	(-1.22)	(-1.62)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	852	852	852	852
R^2	0.053	0.064	0.070	0.063
B. Candidatures spontanées				
Départements exclus de l'échantillon	Aucun	75	75+13	75+13+92
Référence vs Nord-Africain	-0.021	-0.042**	-0.055***	-0.067***
	(-1.12)	(-2.04)	(-3.00)	(-3.38)
Référence vs sexe non modal	-0.007	-0.024	-0.028	-0.034
	(-0.38)	(-0.84)	(-1.04)	(-1.18)
Variables de contrôle	OUI	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	849	849	849	849
R^2	0.029	0.035	0.043	0.044

Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS)

Note : Le tableau reporte les résultats de l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire par les MCO avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emploi (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les seuils de significativité retenus sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*). *Les variables de contrôle comprennent le département de l'établissement, l'ordre d'envoi, la disponibilité immédiate du candidat requise ou non par l'offre, le jeu de CV, le script de la candidature et le mois d'envoi de la candidature.*

Figure A2. Distribution des résultats d'estimation pour l'effet de l'origine Nord-Africaine pour les cadres administratifs



Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.

Note: Les estimations ponctuelles de l'effet d'une origine Nord-africaine sont obtenues à partir d'échantillons bootstrappés par bloc au niveau du département, avec 25 000 réplications. Chaque estimation ponctuelle est obtenue à partir d'un modèle de régression linéaire avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emploi (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées).. Le seuil de significativité est de 10%.

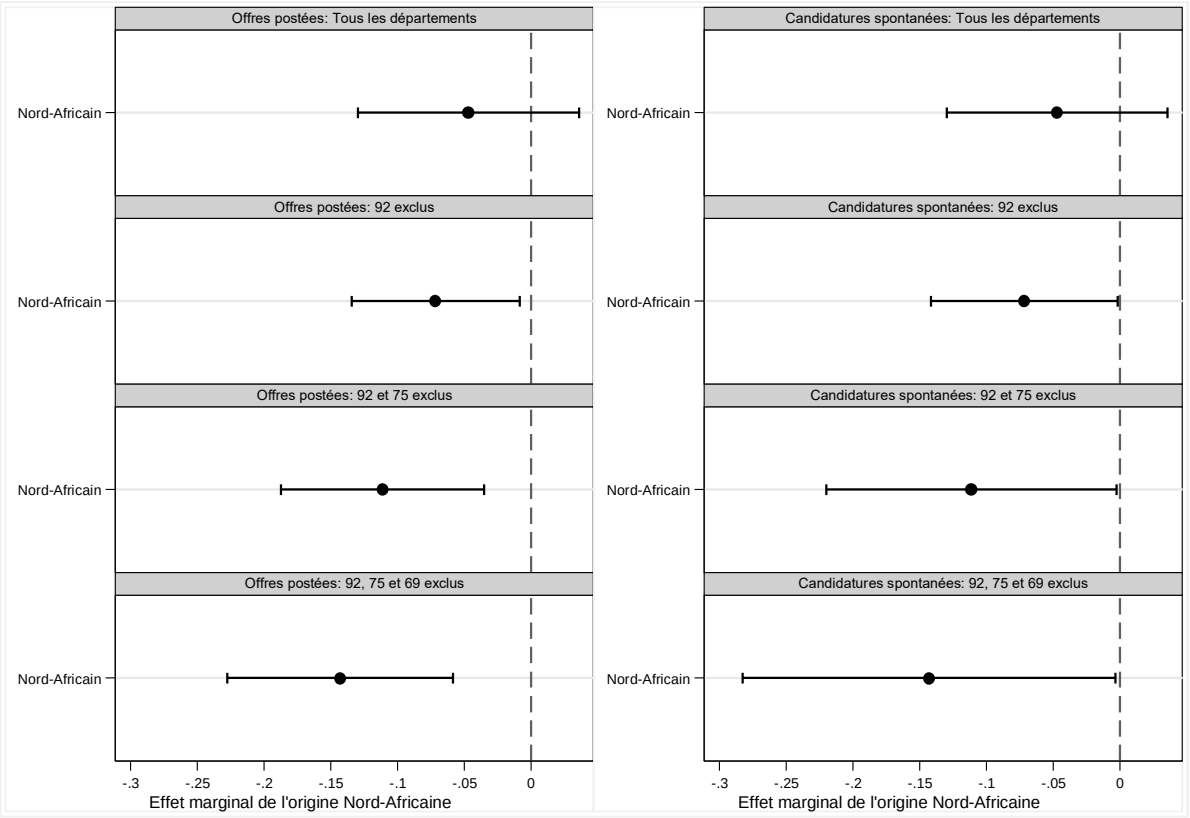
Tableau A3. Identification des départements pour lesquels un effet significatif d'une origine Nord-Africaine est détecté pour les cadres administratifs

Code dépt	Nom	Réponses à des offres			Candidatures spontanées		
		(1) Echantillons bootstrappés par bloc	(2) Echantillon initial	(3) Rapport de risque	(4) Echantillons bootstrappés par bloc	(5) Echantillon initial	(6) Rapport de risque
6	Alpes-Maritimes					4.6	
13	Bouches-du-Rhône	8.3	1.6	5.29	9.4		
31	Haute-Garonne					7.4	
33	Gironde					8.4	
34	Hérault	0.0			10.9		
35	Ille-et-Vilaine	0.1			11.7		
38	Isère	0.1			13.3	1.8	7.57
44	Loire-Atlantique	7.7	3.1	2.48		7.0	
59	Nord	12.9	4.7	2.74	12.5		
67	Bas-Rhin	0.1			10.2		
69	Rhône	7.9	12.5	0.64	13.3	11.9	1.11
75	Paris	8.7	31.3	0.28	3.1	40.7	0.08
77	Seine-et-Marne	8.3	6.3	1.33		2.8	
78	Yvelines	8.2	1.6	5.24		1.8	
91	Essonne	8.3	9.4	0.88		4.6	
92	Hauts-de-Seine	0.5	12.5	0.04	9.4		
93	Seine-Saint-Denis	10.5	10.9	0.96	6.3		
94	Val-de-Marne	10.4	4.7	2.23		6.0	
95	Val-d'Oise	8.0	1.6	5.10		3.2	
Ensemble		100,0	100,0		100,0	100,0	

Source: DESPERADO ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.

Note: Les colonnes (1) et (4) présentent la ventilation géographique des échantillons bootstrappés par bloc (au niveau de chaque département, obtenus avec 25 000 réplications) pour lesquels l'effet de l'origine Nord-Africaine est significatif à 10 % Les colonnes (2) et (5) présente la ventilation géographique de l'échantillon initial, issu du test par correspondance. Les rapports de risque sont tels que (3)=(1)/(2) et (6)=(4)/(5).

Figure A3. Estimation de l'effet d'une origine Nord-Africaine pour les cadres administratifs, pour différentes couvertures géographiques, avec (à gauche) et sans (à droite) rééchantillonnage et bootstrap



Source: DESPERADO-ES (TEPP-CNRS), calculs des auteurs.

Note: Chaque point correspond à un coefficient estimé à partir d'un modèle linéaire en probabilité avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emplois (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les seuils de significativité retenus sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*). *Les intervalles de confiance sont au seuil de 95 %.*

Rapports d'étude de l'ONDES

22-01. Discrimination dans l'accès aux masters : une évaluation expérimentale.

Sylvain Chareyron, Louis-Alexandre Erb et Yannick L'Horty

22-02. Les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes : une étude à l'échelle d'une Université

Rahma Bensalem

22-03. Le harcèlement scolaire à l'encontre des LGBTQ+ : Une enquête par questionnaire

Mickael Jardin

22-04. Origine ou couleur de la peau ? Anatomie des discriminations à l'embauche dans le secteur du prêt-à-porter

Dianké Tchabo

23-01. Sélection à l'entrée en master : les effets du genre et de l'origine

Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

23-02. Présentation de l'enquête EVIDENCE : Enquête sur les Violences et les Discriminations dans l'Enseignement supérieur

Louise Bourgoin, Anaïs Danet, Claire Lambard, Françoise Le Fichant, Yannick L'Horty, Isabelle Moro, Pascal Tisserant, Équipe SAFEDUC