



**Observatoire National des Discriminations
et de l'Égalité dans le Supérieur**

Rapport d'étude n° 24-01

Sélection à l'entrée en master : les effets de l'origine et de la religion

Denis Anne
(UGE, ERUDITE et TEPP)

Sylvain Chareyron
(UPEC, ERUDITE ET TEPP)

Berlanda Desuza Fils-Aimé
(UGE, ERUDITE et TEPP)

Yannick L'Horty
(UGE, ERUDITE et TEPP)

Mars 2024



Sélection à l'entrée en master : les effets de l'origine et de la religion

Mars 2024

Denis ANNE[♦], Sylvain CHAREYRON^{*}, Berlanda Desuza FILS-AIME[♣], Yannick L'HORTY[♦]

Résumé

Après les attentats du 7 octobre et le déclenchement de la guerre Israël-Hamas, on assiste au dernier trimestre 2023 à une augmentation des actes antisémites dans plusieurs pays européens. C'est le cas en France, qui compte à la fois les populations juives et musulmanes les plus nombreuses de l'Union européenne. Cette étude analyse les effets de la guerre sur les discriminations à l'encontre du public étudiant juif et maghrébin de France, dans le domaine de l'accès à des formations universitaires de niveau master. Elle s'appuie sur un protocole invariant de tests par correspondance, répété en deux vagues, début 2023 et début 2024. Les tests portent sur un échantillon total de 3071 formations pour lesquels 9213 demandes d'information ont été adressées à leur responsable par des étudiantes fictives qui se distinguent par leurs noms et prénoms. Relativement au profil majoritaire, une étudiante dont l'identité suggère une affiliation juive est significativement pénalisée au début de 2023 et une étudiante maghrébine l'est plus encore. Après le déclenchement de la guerre, au début de 2024, ces pénalités se maintiennent et de nouveaux comportements inégalitaires apparaissent de la part des responsables de formations qui choisissent plus souvent de soutenir spécifiquement les candidates issues d'une des deux minorités.

Mots clés : discrimination, religion, origine, enseignement supérieur, test par correspondance

Codes JEL: J14, J15, I23, I24

Cette étude exploite des données tirées de la deuxième et de la troisième vague du programme MASTER (« Mesurer l'Accès au Supérieur par un Testing sur Echantillon Représentatif »). Elle a bénéficié d'un soutien de l'ANR (Projet n°ANR-22-CE41-0018-01 ESTRADES) et a été réalisée dans le cadre de l'Observatoire National des Discriminations et de l'Égalité dans l'Enseignement Supérieur (ONDES). Nous remercions Daniel Sabbagh pour ses remarques sur une première version de cette étude. Nous remercions également Guillaume Labbé, Déborah Lévy, Luria Rabefaliana, François Maheu et Isabelle Walraevens pour leur appui dans la préparation de l'étude et la collecte des données.

[♦] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), F-77454, Marne-La-Vallée, France, denis.anne@gmail.com

^{*} Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), 61 Avenue du Général de Gaulle, F-94000 Créteil, France, sylvain.chareyron@u-pec.fr

[♣] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), F-77454, Marne-La-Vallée, France, berlandadesuza@yahoo.com

[♦] Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), F-77454, Marne-La-Vallée, France, yannick.lhorty@univ-eiffel.fr

1. Introduction

Depuis le 7 octobre 2023 et l'attaque terroriste du Hamas suivie par l'offensive meurtrière de l'armée israélienne dans la bande de Gaza, on assiste à une augmentation de forte intensité des actes antisémites dans plusieurs pays européens, dont l'Allemagne, la Belgique, l'Italie ou la France. Partout où des dispositifs de mesure existent, ils enregistrent des niveaux records d'actes antisémites dans les trois derniers mois de 2023. C'est le cas en particulier en France, qui compte les populations juives et musulmanes les plus nombreuses de l'Union européenne. Alors qu'étaient recensés 530 actes antisémites¹ en moyenne chaque année sur la dernière décennie, on en dénombre autant pour chacun des trois derniers mois de 2023, soit une hausse de plus de 1000 % (CRIF, 2023). Au-delà de ces actes qui ont fait l'objet d'une plainte ou d'une main courante à la police, les signalements de contenus illicites en ligne, recensés par la plateforme PHAROS² sont eux aussi en forte augmentation à la fin 2023, essentiellement sous l'effet de la montée des signalements antisémites. Il en va de même pour les propos racistes et les discours antimusulmans recensés par l'Autorité de régulation de la communication audiovisuelle et numérique (ARCOM). Cette montée des tensions religieuses est d'autant plus notable qu'elle se produit, en France comme dans de nombreux autres pays d'Europe, dans un contexte marqué par un recul du sentiment et de l'intensité des pratiques religieuses, selon un processus historique de sécularisation qui combine réduction du rôle des religions dans la vie sociale et de l'empreinte religieuse sur les identités individuelles ou collectives (Simon et Tiberj, 2015). Ce recul n'est cependant pas uniforme et plusieurs enquêtes sociologiques insistent au contraire sur la radicalisation religieuse d'une partie de la jeunesse française (Kepel, 2017 ; Galland et Muxel, 2018).

En outre, les actes antisémites ne constituent que la partie la plus visible de l'antisémitisme, que l'on peut définir comme un sentiment haineux envers les individus affiliés à la population juive. Le recensement de ces actes n'épuise donc pas la mesure des problèmes puisqu'il n'intègre ni les agressions et menaces aux personnes qui n'ont pas fait l'objet de signalement aux autorités, ni des évolutions éventuelles des attitudes, des représentations et de

¹ Recensés par le Ministère de l'intérieur, ces actes comprennent les attentats ou tentatives d'attentat, les homicides ou tentatives d'homicide, les violences, les incendies ou tentatives d'incendie, les dégradations et actes vandales et les menaces.

² Pharos : « Plateforme d'harmonisation, d'analyse, de recoupement et d'orientation des signalements », le portail officiel de signalement des contenus illicites de l'internet, géré par le Ministère de l'Intérieur.

l'imaginaire collectif qui seraient hostiles vis-à-vis des juifs de France et des institutions qui les représentent. De façon plus générale, de nombreux faits de discriminations à l'encontre des minorités religieuses ne se traduisent pas systématiquement en actes visibles et peuvent rester inconnus des victimes dans des domaines aussi divers que l'accès à l'emploi, l'accès au logement ou aux services publics. Cette invisibilité est l'une des difficultés majeures rencontrée par les politiques publiques dont l'objet est de prévenir ces phénomènes, à l'image du plan national de lutte contre le racisme, l'antisémitisme et les discriminations liées à l'origine, porté par le gouvernement français pour la période 2023-2026 et élaboré par la DILCRAH³. A des fins de connaissance tout autant que de pilotage de l'action publique, il paraît particulièrement important de disposer d'éléments de mesure permettant de suivre dans le temps l'évolution de l'antisémitisme et plus généralement des discriminations à l'encontre des minorités religieuses.

La littérature empirique sur les discriminations apporte un élément de réponse avec la méthode du « test par correspondance ». Depuis les études de Pager (2003) et de Bertrand et Mullainathan (2004), cette méthode est devenue une approche de référence dans la littérature scientifique sur les discriminations (Zschirnt et Ruedin, 2016 ; Bertrand et Duflo, 2017; Quillian et al., 2017 ; Neumark, 2018 ; Lippens et al., 2021). La méthode a été appliquée aux discriminations selon la religion, domaine dans lequel des travaux de recherche ont mis en évidence l'existence de pénalités spécifiques associées au sentiment et à la pratique religieuse. Des travaux ont été réalisés aux Etats-Unis dans le domaine de l'accès à l'emploi, en utilisant des expériences associatives pour signaler l'affiliation religieuse (Wright et al., 2013 ; Wallace et al., 2014). Des travaux équivalents ont été menés en France (Adida et al., 2010 ; Pierné, 2013 ; Valfort, 2020) et en Italie (Nessler et al., 2023) qui permettent de documenter les effets de signaux religieux sur l'accès à l'emploi. Une étude expérimentale réalisée en Autriche mesure les pénalités associées au port d'un signe religieux, le voile islamique (Weichselbaumer ; 2020).

Les limites des méthodes de tests par correspondance sont bien connues. Certes, ces approches expérimentales permettent un contrôle élevé de l'ensemble des sources de biais du côté des caractéristiques des demandeurs et demandeuses. Mais les tests sont non représentatifs puisqu'ils sont effectués le plus souvent en réponse à des offres, sans véritable

³ Délégation interministérielle à la lutte contre le racisme, l'antisémitisme et la haine anti-LGBT.

contrôle de l'hétérogénéité spatiale et à un moment donné du temps. De plus, selon la célèbre critique formulée par Heckman (1998), les tests par correspondance sur l'accès au marché du travail portent sur un niveau donné de productivité, fixé par l'évaluateur lorsqu'il construit la candidature des demandeurs, ce qui peut introduire un biais lorsque la personne qui recrute a des préjugés sur les distributions des productivités des différents candidat-es selon leurs caractéristiques.

L'originalité de notre étude est triple. Tout d'abord, nous avons réalisé des tests chaque début d'année en 2023 et 2024 selon un protocole invariant ce qui permet de mesurer les conséquences de la guerre Israël-Hamas sur les discriminations à l'encontre des personnes juives et maghrébines en France. Ensuite, l'étude couvre l'accès à l'éducation, en testant spécifiquement l'accès à l'enseignement supérieur, qui est un domaine peu exploré, à l'exception de l'étude de Pfaff et al., 2021 sur l'accès à une école publique aux Etats-Unis. Enfin, le test par correspondance est réalisé sur un échantillon représentatif de recruteurs à une échelle nationale et consiste en de simples demandes d'information, ce qui prend en compte la critique de Heckman.

Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un programme de recherche⁴ dont l'objet est d'évaluer les discriminations dans l'accès à l'université en France. Chaque année depuis 2021, nous testons un large échantillon de plus de 2000 formations sélectives de niveau master en leur faisant parvenir entre 6000 et 8000 demandes d'information en amont d'un dépôt de candidature en vue d'une inscription. Les vagues I et II ont porté sur les effets de l'origine, du handicap et du genre des candidat-es (Chareyron, 2023-a et 2023-b). La présente étude exploite les vagues III et IV des tests qui portent sur l'origine et l'affiliation religieuse en 2023 et 2024.

L'étude mesure l'effet de signaux faibles d'affiliation religieuse pour des femmes candidates à un master. Le signal réside uniquement dans la consonance des prénoms et des noms de trois candidates. La candidate de référence a un nom et un prénom d'origine française et correspond au profil majoritaire. Une deuxième candidate a un nom et un prénom suggérant une origine et une affiliation religieuse juive. L'identité de la troisième candidate signale une origine maghrébine, qui peut être faiblement associée à une affiliation musulmane

⁴ Il s'agit du programme MASTER, pour « Mesurer l'Accès au Supérieur par un Testing sur Echantillon Représentatif », financé par l'ANR dans le cadre du projet ESTRADES.

du point de vue des personnes qui recrutent. Nous ne cherchons pas identifier la composante strictement religieuse, mais à mesurer l'effet d'ensemble du signal d'une identité juive ou maghrébine. L'étude compare les résultats obtenus en 2023 et en 2024, selon un protocole invariant encadrant le début de la guerre Israël-Hamas. Elle montre que des discriminations existent dès 2023 dans l'accès à l'université à l'encontre des personnes dont le nom et le prénom signale une origine juive ou maghrébine, relativement à une candidate avec un nom et un prénom signalant une appartenance à la majorité de la population française. Les pénalités à l'encontre des juives sont statistiquement significatives et d'un ordre de grandeur moindre que celles subies par les candidates maghrébines. En 2024, l'étude met en évidence un mouvement de polarisation des réponses des responsables de formations qui choisissent plus souvent de s'écarter du principe d'égalité en soutenant spécifiquement les candidates issues d'une des deux minorités.

Le section 2 passe en revue la littérature expérimentale sur les discriminations religieuses, tandis que la section 3 présente le protocole expérimental de collecte des données avant que les sections suivantes ne présentent les résultats.

2. Discriminations et affiliation religieuse : une revue de la littérature sur données expérimentales

Il existe une assez vaste littérature utilisant la méthode du test par correspondance pour évaluer les effets d'une affiliation religieuse sur l'accès à l'emploi ou dans d'autres domaines que le marché du travail. Les travaux se distinguent selon le contexte national où est réalisée l'expérience, selon les méthodologies de test et la façon dont est signalé le sentiment religieux. Trois approches sont principalement utilisées pour ce signal, au travers de la consonance du nom et du prénom, au travers de la participation à une association culturelle, signalée dans le CV, ou en combinant les deux approches. La grande majorité des travaux associent les signaux religieux à une pénalité qui va réduire les chances d'accès au marché testé. L'ampleur de la pénalité est très variable, principalement en fonction du contexte national. Les travaux réalisés aux Etats-Unis indiquent par exemple qu'il existe une pénalité pour les candidats et candidates signalant directement ou indirectement qu'ils ou elles sont catholiques alors que c'est l'inverse en Europe. Ces travaux indiquent aussi qu'une pénalité spécifique est associée au fait de ne pas signaler sa religion ou de signaler une absence de religion aux Etats-Unis. Très peu d'études ont mesuré les effets d'une affiliation à la religion

juive. Ces études concluent parfois à l'existence d'une pénalité, parfois à celle d'une prime dans l'accès au marché testé. Les effets des signaux islamiques sont les plus testés et les études trouvent alors généralement une pénalité d'assez grande ampleur. Les travaux sur données françaises indiquent que cette pénalité spécifique associée à la religion des musulmans s'ajoute à une pénalité géographique associée au fait d'être originaire d'Afrique de l'Ouest ou d'Afrique du Nord.

Nous commençons cette revue par une sélection de travaux réalisés aux Etats-Unis où l'une des premières études sur les pénalités religieuses est celle de Jolson (1974). Il s'agit d'un test par correspondance à trois candidatures fictives envoyées en réponse à 300 offres publiées pour deux types de professions en contact direct avec la clientèle ou non. Les trois profils fictifs sont ceux d'un protestant blanc, d'un protestant noir et d'un juif blanc. Les résultats n'indiquent pas de différences significatives selon la religion, pour des tailles d'échantillon assez réduites, mais ils mettent en évidence une discrimination selon la couleur de la peau pour les professions en contact avec la clientèle.

Wright et al. (2013) effectuent un test en Nouvelle-Angleterre, la grande région au nord-est des Etats-Unis, composée de six Etats. Ils signalent l'affiliation religieuse au travers de la participation à une association culturelle universitaire, ce qui est très fréquent aux Etats-Unis et ils mesurent les pénalités associées à sept affiliations religieuses relativement à une situation de contrôle. Le test consiste à envoyer 4 candidatures parmi les 8 en réponse à 1600 offres d'emploi. Dans cette étude, les musulmans sont confrontés au niveau de pénalité le plus élevé, qui est le seul à être significatif dans l'ensemble des tests. Wallace et al. (2014) répliquent le même protocole dans le sud des Etats-Unis. Entre mars et mai 2010, ils ont envoyé 3200 candidatures en réponse à 800 offres d'emploi. Ils testent 7 profils de candidats religieux relativement à un groupe de référence en signalant directement le sentiment religieux sur le CV au travers des expériences associatives. Un signal d'identité religieuse conduit en moyenne à une pénalité de 26 % dans les chances d'obtenir une invitation à un entretien d'embauche de la part d'un employeur. Les pénalités sont les plus fortes pour les musulmans et les athées, pour lesquels elles diminuent d'un tiers les chances d'être invité à un entretien d'embauche. Les pénalités sont intermédiaires pour les catholiques et nulles pour les juifs.

L'étude de Pfaff et al. (2021) est intéressante pour notre propos parce qu'elle teste l'accès à une école publique en signalant de façon plus ou moins intense la religion du demandeur. Elle couvre 45 000 écoles publiques dans 33 états américains. Les auteurs trouvent que le signal d'une religion catholique ou protestante est sans effet sur la probabilité d'obtenir un rendez-vous avec le responsable d'une école publique. Mais un signal de confession musulmane ou un signal d'athéisme réduit les chances d'être invité à un entretien avec le directeur ou la directrice de l'établissement de près de 5 points de pourcentages et même de près de 10 points si les demandeurs demandent explicitement au directeur si des possibilités d'aménagements dans l'organisation de l'école peuvent être effectués pour des raisons liées à leur conviction religieuse. L'exploitation des données indique de surcroît que ces pénalités ont un caractère général et qu'elles affectent tous le système scolaire public américain.

En Europe, plusieurs études peuvent être citées. Le test de Drydakis (2010) porte sur le marché du travail d'Athènes et compare une affiliation à la religion majoritaire de la Grèce (orthodoxe grecque) à l'une des trois plus grandes religions minoritaires (pentecôtiste, évangéliste et Témoins de Jéhovah). Les données sont obtenues par un test de correspondance portant sur un échantillon de 608 offres d'emploi et couvrant plusieurs types d'emplois. L'étude conclut à une pénalité à l'encontre des trois minorités religieuses, en particulier pour les femmes et pour les emplois les plus qualifiés.

En Italie, Nessler et al. (2023) ont réalisé un test de correspondance afin de mesurer les pénalités associées au simple fait de porter un nom et un prénom signalant une ascendance juive. S'il existe plusieurs façons de signaler sa religion dans un courriel de demandes d'informations, la plus simple et la plus réaliste selon ces auteurs reste celle du signal au travers du prénom et du nom de famille. Pour valider les noms et prénoms des candidats fictifs, ils ont effectué un sondage en ligne auprès d'un échantillon de 100 personnes et un sondage local auprès de 51 répondants pour classer des noms et prénoms selon leurs consonance juives ou chrétienne. Ils retiennent les noms et prénoms qui sont classés par plus de 70 % des répondants. Les noms signalant une ascendance juive sont par exemple Rita Coen, Noemi Levi ou Sofia Goldschmied. Les noms signalant une ascendance chrétienne sont par exemple Sofia Russo, Martina Rossi ou Roberta Mancini. L'étude explore les discriminations dans trois domaines. Les auteurs ne détectent pas de discriminations dans l'accès au marché

du travail, mais ils trouvent des pénalités significatives dans l'accès à un logement et aussi dans l'accès à un club de football, d'une valeur absolue d'environ 8 pp de pourcentage.

Deux campagnes de tests réalisées en France par Marie-Anne Valfort ont eu pour objet d'identifier la composante religieuse des discriminations dont sont victimes les Français originaires des pays à forte majorité musulmane d'Afrique du Nord ou d'Afrique de l'Ouest. Une première campagne de test, réalisée en 2009, compare les chances de trouver un emploi dans le domaine de la comptabilité pour trois femmes dont deux Françaises d'origine sénégalaise, Marie Diouf et Khadija Diouf (Adida et al., 2010). Le signal religieux associé au prénom des candidates fictives est renforcé par des activités associatives ayant une dimension confessionnelle. Marie a travaillé au Secours Catholique et elle a eu une expérience bénévole au sein des Scouts et Guides de France, tandis que Khadija a travaillé au Secours Islamique et a fait du bénévolat au sein des Scouts musulmans de France. L'étude met en évidence une pénalité spécifique associée au signal religieux, qui se surajoute à celle associée au signal géographique.

Valfort (2020) approfondit l'analyse en tentant d'identifier l'effet spécifique du signal religieux à l'aide d'une nouvelle comparaison entre des candidats et candidates dont les noms et prénoms évoquent une origine d'Afrique du Nord et des candidats de référence, en ajoutant des signes de religiosité au travers des expériences associatives. Elle exploite des données collectées entre septembre 2013 et décembre 2014 qui sont issues de tests portant sur un échantillon de 6231 offres d'emploi pour des postes de comptables. Les résultats montrent que c'est le signal de religion qui pénalise les candidats et candidates d'Afrique du Nord tandis que ce même signal fonctionne comme une prime à l'embauche pour une religion chrétienne.

L'étude de Pierné (2013) teste elle aussi les effets de l'origine croisée avec l'intensité du signal religieux pour un échantillon de 300 offres d'emploi d'agents immobiliers, une profession très en contact avec la clientèle, entre avril et septembre 2011 en Ile-de-France. La religiosité des candidats et candidates est soulignée au travers d'expériences associatives dans des organisations culturelles. L'étude montre la coexistence d'une pénalité liée à une origine nord-africaine, qui divise par deux les taux de succès des candidats et candidates, et d'une pénalité liée à l'Islam, qui diminue d'un tiers les chances d'obtenir un rendez-vous pour un entretien d'embauche.

Les signes de religion peuvent aussi fournir le support à des tests de discrimination. Weichselbaumer (2020) étudie les effets du port du voile en Allemagne en répondant à 1474 offres d'emploi dans trois professions d'agentes administratives de différents niveaux de qualification. Les trois candidatures comprennent la photo d'une même candidate avec ou sans voile, avec une identité signalant une origine allemande ou turque. La femme issue de la minorité turque voit ses chances d'être invitée à un entretien d'embauche se réduire fortement si elle se présente voilée.

L'ensemble de ces travaux portent sur l'Europe et les Etats-Unis. A notre connaissance, il n'existe pas d'étude mesurant les discriminations en raison de l'affiliation religieuse dans les pays émergents ou en voie de développement. On peut citer cependant l'étude de Banerjee *et al.* (2009) qui porte sur l'effet d'appartenir à telle ou telle caste en Inde, à partir d'un échantillon de 371 offres d'emploi pour lesquelles 3160 candidatures ont été envoyées par les auteurs. L'étude ne trouve de discriminations ni selon la caste ni selon une affiliation musulmane.

3. Le protocole expérimental de collecte des données

Ce travail s'inscrit dans un programme pluri annuel dont l'objectif est de suivre dans le temps l'évolution des discriminations dans l'accès à une formation sélective de niveau master en France, tout en explorant de nouveaux critères de discriminations. Le programme a été intitulé MASTER pour « Mesurer l'Accès au Supérieur par un Testing sur Echantillon Représentatif ». Les données sont collectées tous les ans depuis 2021. La première vague du programme testait le critère de l'origine et du handicap (Chareyron *et al.*, 2023-a). La deuxième vague en 2022 testait origine et genre (Chareyron *et al.* 2023-b). A partir de la troisième vague, le protocole a consisté à répéter deux années de suite la même architecture de tests de façon à rendre les données comparables dans la dimension temporelle. Le critère testé est celui de l'origine et de l'affiliation religieuse. La première collecte a eu lieu début 2023, bien avant le début des événements en Israël. La deuxième vague de test a été réalisée début 2024, quatre mois après le déclenchement de la guerre Israël-Hamas. Les tests encadrent les attentats du 7 octobre et l'offensive israélienne dans la bande de Gaza.

Le protocole est inchangé entre les deux vagues de tests, mis-à-part l'identité des demandeurs et demandeuses fictives et le contenu des demandes d'information. Nous rappelons dans cette section le contenu du protocole.

3.1. Un test par simples demandes d'information

En France, le mode de recrutement en master par les universités repose uniquement sur des candidatures spontanées d'étudiants et étudiantes, lors des sessions organisées chaque année entre les mois de mars et juin par les universités. Les candidatures sont examinées par les responsables de formation et leurs équipes le plus souvent en deux étapes. La première étape consiste à examiner les dossiers de candidatures. La seconde étape, lorsqu'elle existe, consiste à auditionner les candidats et candidates. Depuis 2023, les applications informatiques de gestion des candidatures gérées au niveau décentralisé de chaque université ont été unifiées et remplacées par une plateforme unique www.monmaster.gouv.fr. Le protocole consiste à envoyer des demandes d'information auprès des responsables de formation afin de les interroger en amont du dépôt de candidatures sur certains aspects de la nouvelle procédure : existence d'une étape d'audition et dates pour cette audition, date de la rentrée de la formation.... Il s'agit de questions neutres, portant sur des informations indisponibles sur le site monmaster.com, qui ne sont pas de nature à envoyer un quelconque signal sur la valeur du dossier de la personne qui candidate et qui nécessitent un minimum d'effort de réponse de la part du responsable de formation.

Le protocole repose sur un test par simple demande d'information adressée de façon directe au responsable de la formation. Aucun dossier de candidature n'a été envoyé. Plusieurs arguments motivent le choix de ce type de procédé. Tout d'abord, l'envoi de faux dossiers de candidature, qui contiennent plusieurs pièces officielles (bulletins de notes, diplômes antérieurs, pièces d'identité...) est virtuellement impossible. Ensuite, puisque le recrutement est décentralisé, il est réaliste et fréquent que les candidat-es prennent directement contact en amont de leur dépôt de candidature avec le ou la responsable de formation, en particulier pour solliciter une information sur les modalités de dépôt de leur candidature. Les demandes d'information constituent ainsi un canal usuel de première prise de contact des candidat-es à un master avec leur future formation. Enfin, et surtout, s'il est constaté que le ou la responsable discrimine à ce stade précoce de la sélection, au sens où il ou elle traiterait de

façon différenciée les requêtes qui lui sont adressées par des candidat-es à la formation semblable en tous points à l'exception d'une caractéristique discriminante, il est hautement probable que ces différences de traitement révèlent ses préférences particulières pour tel ou tel profil de candidat-e. Dans la suite du processus, la personne discriminante qui recrute pénalisera sans doute les candidats et candidates discriminées à la première étape du dépôt du dossier de candidature.

3.2. Trois profils de candidates fictives

Les profils retenus sont ceux de candidates. Dans la deuxième vague de l'étude MASTER, nous avons mis en évidence un résultat d'absence de discriminations selon le genre des candidat-es, quelle que soit leur origine (Chareyron *et al.*, 2023-b). Selon ces résultats, il est donc équivalent de mesurer des discriminations pour des hommes et des femmes. Le choix de candidates de sexe féminin garantit par ailleurs la comparabilité des vagues 2 à 4 de MASTER.

Nous avons choisi de tester l'existence d'une discrimination selon l'origine et l'affiliation religieuse présumée des étudiantes. Trois signaux d'origine et d'affiliation religieuse sont testés : groupe majoritaire, origine maghrébine et juive. Nous avons choisi d'émettre ce signal uniquement au travers des prénoms et des noms des candidates, sans ajouter d'informations additionnelles sur les pratiques religieuses. Ce choix est cohérent avec le fait de réaliser un test par simple demande d'information où aucun CV n'est effectivement envoyé, c'est-à-dire aucun support permettant de communiquer des informations détaillées aux responsables des formations.

Nous avons créé de toutes pièces l'identité des trois étudiantes fictives qui cherchent à candidater en master. Pour la candidate de référence, dont le profil est majoritaire, nous avons construit une identité fictive en choisissant des noms et prénoms parmi les noms de familles les plus répandus et parmi les prénoms les plus donnés en France pour une étudiante entrant en master en 2023 et 2024, c'est-à-dire née en 2001 ou 2002, en nous appuyant sur les fichiers de l'état civil diffusés par l'INSEE. L'identité de cette candidate au profil majoritaire n'indique pas d'affiliation religieuse particulière. Selon l'enquête Trajectoire et Origine, l'une des seules sources statistiques représentatives de la population permettant d'étudier les affiliations et pratiques religieuses, en 2020 la majorité (51 %) de la population métropolitaine des 18-59 ans déclare désormais ne pas avoir de religion (Drouhot *et al.*, 2023). En France, les

catholiques représentent 29 % de la population âgée de 18 à 59 ans et parmi eux, seulement 6 % citent la religion comme une dimension de leur identité et elles et ils ne sont que 8 % à fréquenter régulièrement les lieux de culte.

Pour la deuxième candidate, nous avons utilisé le même procédé en recherchant les patronymes de consonance maghrébine les plus répandus en France et en recherchant les prénoms les plus donnés aux mêmes années de naissance. Cette candidate est présumée d’affiliation musulmane, dans un sens faible. Pour les musulmans et musulmanes de France, qui représentent 10 % de la population (Drouhot *et al.*, 2023), la pratique est plus active que pour les catholiques mais elle diminue depuis 2008 : 30 % évoquent la religion comme une dimension de leur identité, soit 10 points de moins en dix ans, et 20% fréquentent régulièrement leur lieu de culte.

S’agissant de la candidate présumée juive, nous avons directement interrogé des personnes juives sur les noms et prénoms parmi les plus répandus pour une fille âgée d’un peu plus de 20 ans. Les juifs et juives de France représentent 0,5 % de la population et sont globalement plus religieux que les musulman·es si l’on suit les statistiques de l’enquête T&O (Drouhot *et al.*, 2023) : la religion est citée par 54 % comme constitutive de leur identité et 35 % fréquentent régulièrement un lieu de culte.

La tableau 1 indique les choix des noms et prénoms des trois candidates. Il est important de souligner que, dans ce protocole de collecte de données, ces identités sont les seuls éléments qui les distinguent véritablement. Tous les autres éléments qui pourraient les distinguer sont permutés aléatoirement, ce qui neutralise en moyenne leur incidence.

Tableau 1 : Exemples d’identités fictives des candidates

Origine et religion	Prénoms	Noms
Profil majoritaire	Chloë, Manon, Emma	Martin, Bernard, Dubois
Maghrébine	Amina, Yasmine, Samira	Ali, Belkacem, Saïd
Juive	Yael, Yona, Shana	Cohen, Levy, Schwartz

Source : Testing MASTER 3 et 4, TEPP-CNRS et ONDES

3.3. Des envois de demandes d'information par triplets

Les demandes d'informations sont envoyées directement au responsable du master sur son adresse de courrier électronique et elles mentionnent explicitement l'intitulé du master. Ces demandes sont motivées par les candidates et portent sur une information qui n'est effectivement pas présente sur le site central www.monmaster.gouv.fr. Les messages sont courts et directs et ne sont assortis d'aucun dossier de candidature, ni même d'aucun élément particulier permettant de préjuger des aptitudes de la candidate. Nous donnons des exemples de message ci-dessous.

*Bonjour,
J'aurais voulu présenter ma candidature au Master XXX. Pourriez-vous m'indiquer si une audition est prévue ? Je vais partir à l'étranger et j'aimerais savoir si cet entretien pouvait se tenir en distanciel.
Bien à vous,
Emma Dubois*

*Bonjour,
Je suis très intéressée par votre master XXX et je souhaiterais y candidater. Je vais effectuer un stage cet été et j'aurais besoin de connaître par avance la date de rentrée. Pourriez-vous me la donner ?
Bien cordialement,
Yael Schwartz*

*Bonjour,
Je voudrais proposer ma candidature dans votre XXX qui m'intéresse particulièrement. Serait-il possible de connaître votre taux de réussite ?
En vous remerciant,
Samira Belkacem*

Les identités et les messages sont permutés tout au long de l'expérimentation, de sorte que chaque identité envoie autant de fois le premier script que le deuxième et le troisième. De plus, l'ordre d'envoi est lui aussi permuté, de sorte que chaque candidate envoie son message autant de fois en première position qu'en deuxième et troisième position. Ces permutations sont aléatoires.

Chaque responsable de formation reçoit un total de trois demandes sur une durée d'environ une semaine. Les demandes d'informations ont toutes été envoyées entre le 6 février et le 20 février en 2023 et entre le 1^{er} février et le 12 février en 2024, qui correspond à la période de l'expression des choix d'orientation pour les étudiantes et étudiants, à celle de l'organisation des journées portes ouvertes dans les universités et aussi à celle de l'ouverture de l'application

nationale www.monmaster.gouv.fr. Pendant cette période, les responsables de formation sont fréquemment sollicité-es par des étudiant-es qui souhaitent candidater dans leurs formations et qui posent directement des questions aux responsables de formation, comme nous l'avons fait.

3.4. Sélection des masters testés et envoi des demandes d'information

Le test porte sur l'accès aux filières de masters 1 et 2 des universités françaises. Nous avons fait le choix d'un plan de sondage à un seul degré qui a consisté à sélectionner au hasard des diplômes de masters parmi l'ensemble de la liste nationale des masters de l'application www.TrouverMonmaster.gouv.fr au sein de ces établissements. Trois types d'établissements ont été testés : des universités, des établissements publics expérimentaux au sens de l'ordonnance du 12 décembre 2018, des écoles ou instituts, qui sont le plus souvent des composantes au sein des universités. Il existe 54 universités et 15 établissements expérimentaux qui délivrent de l'ordre de 7000 diplômes de masters. Nous avons constitué un échantillon aléatoire de master dans ces établissements et nous avons recherché les adresses de courriers électroniques professionnelles de leurs responsables de formation (qui sont les responsables du parcours), qui figurent sur les sites internet des établissements. Ces formations sont de toutes disciplines, de tous domaines, de niveau master 1 et master 2, et appartiennent à des établissements de toutes tailles, localisés partout en France métropolitaine.

Au total, nous avons testé 2118 formations de niveau master, sur un ensemble de 84 établissements dont 25 écoles et instituts et 59 universités et établissement expérimentaux. Dans 31 de ces établissements, les tests portent sur plus de 20 masters et permettent potentiellement de produire des résultats représentatifs au niveau de ces établissements⁵.

Les réponses des responsables de formation aux demandes d'information sont très généralement soit positives (le responsable renvoie à l'adresse du site de candidature), soit sans réponse. Il n'y a pratiquement pas de réponse négative dans notre base de données finale.

⁵ Les résultats détaillés sont disponibles sur demande auprès de l'Observatoire National des Discriminations dans l'Enseignement Supérieur (ONDES).

4. Avant la guerre : des discriminations selon l'origine et la religion pré-existent

Nous présentons tout d'abord les résultats de la vague de tests sur le double critère de l'origine et de la religion qui a été réalisée avant la guerre, en février 2023. Cette vague de tests est la troisième du programme MASTER.

4.1. Résultats bruts

Étant donné que les trois candidates ont envoyé leur demande aux mêmes responsables de formation et que l'ordre dans lequel les demandes ont été envoyées a été permuté de manière aléatoire pour chaque envoi, une bonne représentation globale des différences de résultats peut être obtenue en comparant simplement le taux de réponse positive des différentes candidates. Le tableau 2 donne le nombre d'envois, le nombre de retours positifs et le taux de retours positifs pour chaque candidate. Le taux le plus élevé de réponses positives est de 63,69 % et il est obtenu par la candidate de profil majoritaire. Il est au-dessus de celui de la candidate présumée juive, qui atteint 59,58 %. Avec 56,85 % de réponse positive, la candidate maghrébine obtient le taux de réussite le plus bas.

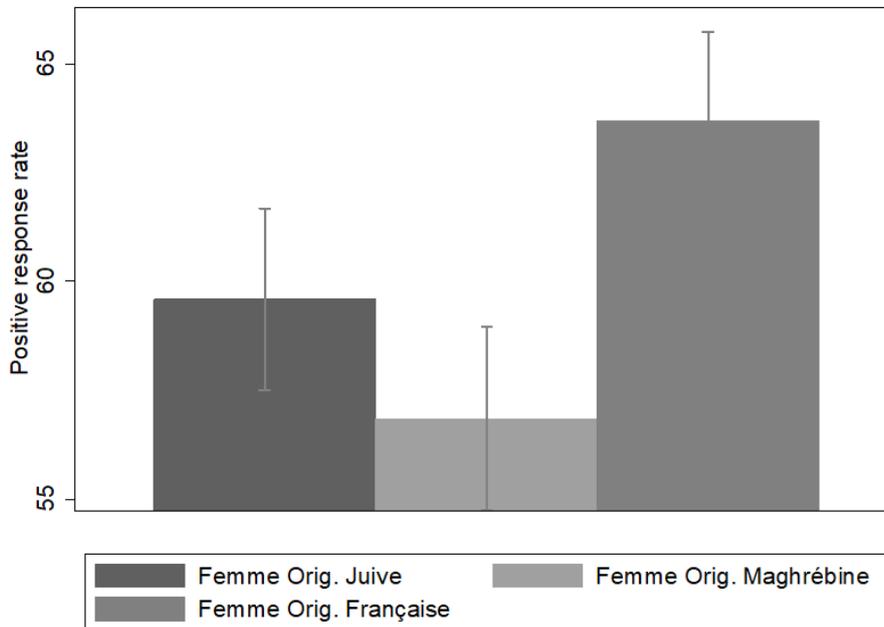
Tableau 2 : Nombre d'envois et taux de retours positifs par candidate, en 2023

	Envois	Retours positifs	Taux de réponse positive
Profil majoritaire	2 118	1 349	63,69%
Juive	2 118	1 262	59,58%
Maghrébine	2 118	1 204	56,85%
Ensemble	6 354	3 815	60,04%

Source : Testing MASTER 3, TEPP-CNRS et ONDES

Il est important de vérifier si statistiquement les écarts des taux de succès ne peuvent pas s'expliquer par l'effet du hasard. La figure 1 représente graphiquement les taux de succès des candidates et les intervalles de confiance au seuil de risque de 95 %. Il apparaît que les deux candidates minoritaires sont significativement pénalisées relativement à la candidate du profil majoritaire. En revanche, l'écart entre ces deux candidates n'est pas statistiquement significatif.

Figure 1: Taux de réponse positive pour les trois candidates fictives selon leurs affiliations religieuses, en 2023



Notes : Les intervalles de confiance sont établis au seuil de risque de 95%

Source : Testing MASTER 3, TEPP-CNRS et ONDES.

De la même façon, le tableau 3 présente les résultats des tests des différences de taux de réussite entre les différents profils et leur significativité. Le signal faible d'une affiliation religieuse juive diminue dans l'absolu de 4,1 points de pourcentage, soit 6,4 % en termes relatifs, les chances d'obtenir une réponse positive à une simple demande d'information. Le protocole permet donc effectivement de détecter l'existence de discriminations à l'encontre des demandes des étudiants et étudiantes présumées juives dès le début de 2023.

Une origine maghrébine, qui correspond au signal faible d'une affiliation religieuse musulmane, est associée à une pénalité plus marquée encore. Il diminue de 6,8 points de pourcentage dans l'absolu, soit 10,6 % en termes relatifs, les chances d'obtenir une réponse positive à une simple demande d'information. Les statistiques de test indiquent que cet écart est significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Notons que ce niveau est très proche de celui obtenu dans les vagues précédentes de l'étude MASTER, réalisées en 2021 et 2022 où il atteignait respectivement 8,6 points et 7,7 points de pourcentage (nous avons vérifié que ces écarts n'étaient pas significativement différents les uns des autres).

Tableau 3 : Taux de succès bruts par profils, en 2023

	Taux de réponse positive	Observations
Réf : Profil majoritaire	63,69%	2 118
Maghrébine	56,85%	2 118
Ecart par rapport à la référence	-6.846***	
Juive	59,58%	2 118
Ecart par rapport à la référence	-4.108***	

Notes : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les p-valeurs sont obtenues à partir de tests d'égalité de proportion.

Source : Testing MASTER 3, TEPP-CNRS et ONDES

Dans le tableau 4, nous effectuons les mêmes calculs et les mêmes tests que dans le tableau précédent pour des sous-domaines d'étude et selon la localisation de l'établissement. Les écarts sont négatifs dans toutes les configurations, ce qui suggère une pénalité : dans tous les domaines de formation, les responsables donnent moins fréquemment une réponse positive à une demande émanant d'une étudiante qui signale par son patronyme une affiliation religieuse juive ou une origine maghrébine. Mais l'effet n'est pas de la même amplitude dans tous les grands domaines de formation (tableau 4-A). Il n'est statistiquement significatif que dans le grand domaine Droit-Economie-Gestion et dans celui des Sciences, Technologie et Santé, au seuil de 1 % pour les étudiantes maghrébines et à celui de 10 % pour les étudiantes juives. Une analyse plus détaillée au sein du grand domaine Droit-Economie-Gestion (tableau 4-B) indique que les pénalités selon l'origine et l'affiliation religieuse existent pour chaque discipline mais qu'elles ne sont statistiquement significatives que pour les gestionnaires.

En matière de localisation de l'Université, les données indiquent que les pénalités religieuses sont plus faibles en Ile-de-France où elles ne sont pas significativement différentes de zéro. En revanche, elles sont importantes et significatives en régions, en dehors de l'Ile-de-France, à l'encontre d'une affiliation présumée musulmane.

Tableau 4 : Ventilation des taux de réussite bruts par profil, en 2023

4-A. Par grand domaine d'études et localisation

	Profil majoritaire	Maghrébine	Juive	PM-MS	PM-MJ
Domaine Etude					
Arts, Lettres, Langues	68,44%	66,54%	65,40%	-1,90	-3,04
Sciences Humaines et Sociales	67,08%	61,70%	63,77%	-4,71	-3,14
Droit, Economie, Gestion	56,99%	49,20%	51,68%	-8,55***	-5,58*
Sciences, Technologie, Santé	64,81%	56,13%	60,72%	-8,66***	-4,08*
Localisation					
IDF	58,38%	55,11 %	55,01 %	-3,26	-3,37
Hors IDF	68,01%	58,25%	63,30%	-9,75***	-4,70**

4-B. Au sein du grand domaine Droit-Economie et Gestion

	Profil majoritaire	Maghrébine	Juive	PM-MS	PM-MJ
Droit	49,55 %	45,54 %	42,86 %	-4,02	-6,70
Economie	64,21 %	52,63 %	60,00 %	-11,58	-4,21
Gestion	61,07 %	50,82 %	56,56 %	-10,25**	-4,51

Source : Testing MASTER 3, TEPP-CNRS et ONDES

4.2. Confirmation économétrique

Nous voulons maintenant confirmer ces résultats à l'aide d'une régression en estimant l'effet de l'affiliation religieuse sur la probabilité d'obtenir une réponse positive. Notre spécification principale est la suivante :

$$REP_{ir} = \alpha + \beta Mag_i + \gamma Jui_i + \tau T_{ir} + \phi_r + \varepsilon_{ir} \quad (1)$$

Où REP_{ir} est une variable dichotomique indiquant si le recruteur r donne ou non une réponse positive à la candidate i . Mag_i et Jui_i sont les variables d'intérêt qui indiquent respectivement si la candidate est présumée d'origine maghrébine ou d'affiliation juive. T_{ir} est le jour de l'envoi du message de la candidate i au recruteur r . Enfin, ϕ_r sont des effets fixes du ou de la responsable de formation. Il s'agit de la spécification principale. Nous estimons également une spécification sans effet fixe du responsable de formation mais avec le domaine d'étude et des effets fixes d'établissement. Par ailleurs, les estimations ont été réalisées à l'aide d'un modèle Probit, sans que les résultats qui figurent dans le tableau A1 de l'annexe 1 soient modifiés.

Le tableau 5 présente les estimations des modèles à probabilité linéaire liés à l'équation (1). Les contrôles sont introduits progressivement dans les colonnes (1) à (3). Les résultats varient peu avec l'introduction des variables de contrôle.

Tableau 5 : Effet de l'affiliation religieuse sur l'obtention d'une réponse positive (MCO), en 2023

	(1)	(2)	(3)
Maghrébine	-0.0685*** (0.00929)	-0.0684*** (0.00929)	-0.0684*** (0.00930)
Juive	-0.0411*** (0.00920)	-0.0410*** (0.00920)	-0.0410*** (0.00920)
Car. Envoi	Non	Oui	Oui
Car. Formation	Non	Non	Oui
Observations	6,354	6,354	6,354
R-squared	0.003	0.005	0.020

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Erreur -types clustérisées au niveau du recruteur entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont l'ordre d'envoi et le groupe d'envoi. Les caractéristiques de la formation sont : le domaine d'étude, le type d'établissement, la localisation.
Source : Testing MASTER 3, ONDES et TEPP-CNRS

Les résultats de notre spécification principale avec contrôle indiquent que la candidate d'origine maghrébine reçoit 6,8 points de pourcentage de moins de réponses positives que la candidate de profil majoritaire, soit un niveau très proche de celui trouvé par Chareyron *et al.* (2022). Cette pénalité substantielle est inférieure à la pénalité moyenne trouvée par les campagnes de testing réalisées en France sur le marché du travail (L'Horty et Petit, 2023), où la discrimination ethnique est plutôt située autour d'un niveau de 40% en termes relatifs.

La candidate présumée juive est elle aussi significativement pénalisée par son affiliation religieuse. La pénalité après contrôle est de 4,1 % dans l'absolu, soit près des deux tiers de la pénalité subie par une affiliation musulmane.

5. Pendant la guerre : les tests usuels ne permettent plus de détecter des discriminations

La deuxième vague de test a été réalisée après le début de la guerre Israël-Hamas, en février 2024. Le protocole de test est demeuré identique à deux différences près. Tout d’abord, la taille de l’échantillon a été réduite pour des raisons logistiques. Le nouvel échantillon a été divisé par deux et comprend désormais 953 formations sélectives de niveaux master, ce qui est suffisant pour détecter les différences que nous recherchons. Ensuite, les identités des candidates et le contenu des messages ont été modifiés de façon à ne pas renvoyer les mêmes messages aux responsables de formation un an plus tard. Au-delà de ces différences, le protocole de collecte des données a été reproduit à l’identique pour garantir la comparabilité temporelle des données.

5.1. Résultats bruts

Avec une moyenne de 57,50 %, le taux de réponse positive du testing est proche de celui obtenu en 2023 qui était de 60 % (tableau 6). Le taux le plus élevé de réponses positives est toujours celui de la candidate de profil majoritaire et il atteint 58,76 %. Le classement des trois candidates demeure inchangé : la candidate juive a un taux de retour plus faible que celui de la candidate de profil majoritaire et la candidate maghrébine a le taux de succès le plus faible. Mais une différence apparaît d’emblée : les taux de réponses positives sont beaucoup plus resserrés en 2024. Celui de la candidate juive atteint 58,03 % et celui de la candidate maghrébine est de 56,85 %.

Tableau 6 : Nombre d’envois et taux de retours positifs par candidate, en 2024

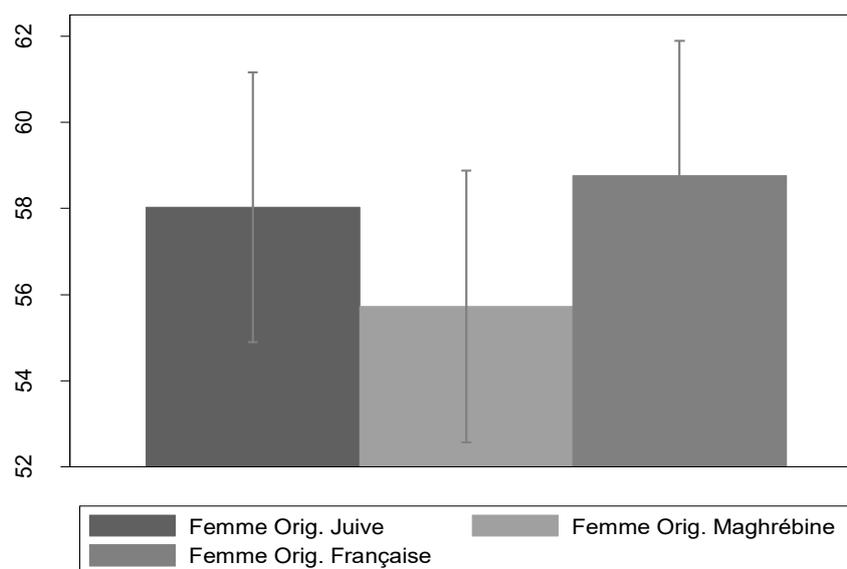
	Envois	Retours positifs	Taux positif
Profil majoritaire	953	560	58,76 %
Juive	953	553	58,03 %
Maghrébine	953	531	55,72%
Ensemble	2 859	1 644	57,50%

Source : Testing MASTER 3-4, TEPP-CNRS et ONDES

Les écarts entre les taux de succès, qui permettent habituellement de mesurer les discriminations, se sont donc fortement resserrés. Les intervalles de confiances sont

présentés dans la figure 2 tandis que le tableau 7 donne le résultat des tests de différences de proportion. Il apparaît que les écarts sont désormais trop étroits pour être significatifs. Au sens statistique et au regard des traitements usuels réalisés pour détecter des discriminations, il n'apparaît plus de différences de traitements en raison de l'affiliation religieuse présumée.

Figure 2 : Taux de réponse positive pour les trois candidates fictives, en 2024



Note : Les intervalles de confiance sont établis au seuil de risque de 95%.

Source : Testing MASTER 3-4, TEPP-CNRS et ONDES

Tableau 7 : Taux de succès bruts par profils, en 2024

	Taux de réponse positive	Observations
Réf : Profil majoritaire	58,76 %	953
Maghrébine	55,72%	953
Ecart par rapport à la référence	3,04	
Juive	58,03 %	953
Ecart par rapport à la référence	0,73	

Notes : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les p-valeurs sont obtenues à partir de tests d'égalité de proportion.

Source : Testing MASTER 3-4, TEPP-CNRS et ONDES

Nous vérifions le caractère général ou localisé de ces constats avec le tableau 8 qui porte sur les sous-domaines d'étude et la localisation de l'établissement. Le seul grand domaine où des discriminations sont encore constatées est celui des Sciences, Technologie et Santé et sur le critère d'une origine maghrébine, comparée au profil majoritaire. Dans le grand domaine Droit, économie et gestion, non seulement les discriminations ne sont plus significatives, mais surtout le signal faible d'affiliation religieuse est désormais de nature à augmenter le taux de réponse positive, à la fois pour une origine maghrébine et juive. Au sein de ce grand domaine, le tableau 8-B indique qu'aucune discrimination positive n'est détectée et que la hiérarchie des taux de succès a été modifiée à la fois dans le domaine des études de Droit, où une origine maghrébine ou juive est assortie d'un taux de réponse positive plus élevé, et dans le domaine de la gestion, où le même constat est posé pour une origine maghrébine.

Tableau 8 : Ventilation des taux de réussite bruts par profil, en 2024

8-A. Par grand domaine d'études et localisation

	Profil majoritaire	Maghrébine	Juive	PM-M	PM-J
Domaine Etude					
Arts, Lettres, Langues	59,13%	59,13%	60,87%	0,00	+1,74
Sciences Humaines et Sociales	60,98%	57,07%	63,41%	-3,90	+2,44
Droit, Economie, Gestion	51,81%	56,63%	54,22%	+ 4,82	+2,41
Sciences, Technologie, Santé	61,98%	53,39%	56,77%	-8,59**	-5,21
Localisation					
IDF	54,44%	52,76%	54,20%	-1,68	-4,10
Hors IDF	62,13%	58,02%	61,01%	-0,24	-1,12

8-B. Au sein du grand domaine Droit-Economie et Gestion

	Profil majoritaire	Maghrébine	Juive	PM-M	PM-J
Droit	40,95%	47,62%	48,57%	6,67	7,62
Economie	68,75%	68,75%	65,63%	0,00	-3,12
Gestion	56,76%	62,16%	55,86%	5,40	-0,90

Source : Testing MASTER 3, TEPP-CNRS et ONDES

5.2. Confirmation économétrique

Il convient de s'assurer que ces résultats ne sont pas la conséquence d'effets de composition qui auraient produit des biais dans la mesure des taux de succès. Pour y parvenir, nous

vérifions que ces résultats résistent à une estimation toutes choses égales à l'aide d'une régression, comme nous l'avons fait dans la section 3.3. Le tableau 9 ci-dessous est comparable au tableau 5 qui portait sur les données de 2023. Il apparaît effectivement que les discriminations ne sont plus statistiquement significatives à l'encontre de la candidate présumée juive. Elles demeurent significatives à l'encontre la candidate d'origine maghrébine mais elles sont fortement atténuées : la pénalité après contrôles est de 3 points de pourcentage contre 6,8 points un an plus tôt.

Tableau 9 : Effet de l'affiliation religieuse sur l'obtention d'une réponse positive (MCO), en 2023

	(1)	(2)	(3)
Maghrébine	-0.0304* (0.0159)	-0.0306* (0.0159)	-0.0306* (0.0159)
Juive	-0.00735 (0.0156)	-0.00747 (0.0156)	-0.00747 (0.0157)
Car. Envoi	Non	Oui	Oui
Car. Formation	Non	Non	Oui
Observations	2,859	2,859	2,859
R-squared	0.001	0.004	0.010

Note : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, Erreur types clustérisées au niveau du recruteur entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont l'ordre d'envoi et le groupe d'envoi. Les caractéristiques de la formation sont : le domaine d'étude, le type d'établissement, la localisation.
Source : Testing MASTER 4, ONDES et TEPP-CNRS

6. Interprétations et discussion : la rupture de 2024

Comment expliquer la quasi-disparition des discriminations selon l'origine et la religion dans l'échantillon de 2024 relativement à 2023, dans le contexte de la guerre Israël-Hamas dont l'effet tangible a été d'exacerber les tensions entre les populations juives et arabes ? Pour tenter de produire une réponse à cette question, nous décomposons de façon fine les réponses apportées par les responsables de formation aux demandes d'information qui leur ont été adressées par les étudiantes fictives.

6.1. Une baisse de plus de 10 pp de la part des réponses égalitaires

De premiers éléments peuvent être fournis en décomposant les réponses apportées globalement par les responsables de formation aux triplets de demandes qui leur ont été

adressées. Il s'agit d'étudier le degré de sélectivité des réponses en distinguant les réponses apportées dans le respect du principe d'égalité des autres réponses. Les réponses égalitaires consistent soit à ne répondre à aucune des trois demandes, soit à répondre positivement ou négativement aux trois demandes. Les données figurent dans le tableau 10 où l'on constate un changement important dans la composition des réponses. En 2023, les responsables de formation traitaient les trois demandes de façon parfaitement égalitaires dans 71,77% des situations, soit en n'apportant aucune réponse à aucune candidate (24,8 % des cas), soit en apportant trois réponses positives (45,3 % des cas), soit et plus rarement en formulant trois réponses négatives (1,7% des cas). Un an plus tard, la part des réponses égalitaires chute de plus de 10 points de pourcentage pour atteindre 61,4%. Un peu moins de responsables ne répondent à aucune des trois candidates (-1,5%) ou formulent trois réponses négatives (-1%) et l'on dénombre 7,9 % de responsables en moins qui ne formulent plus trois réponses positives. On constate donc un recul assez net de la part des réponses conformes au principe d'égalité et une montée des réponses différenciées entre les candidates.

Tableau 10 : Décomposition des taux de réponse en 2023 et 2024

	2023	2024	Différence
Réponses identiques données aux trois candidates	71,77 %	61,38 %	-10,39%***
Aucune réponse	24,79%	23,29 %	-1,50%
3 réponses positives	45,28%	37,36 %	-7,92%
3 réponses négatives	1,70%	0,73 %	-0,97%
Réponses différentes	28,23 %	38,62 %	+10,39%***
<u>2 invitations</u>	17 %	22,56 %	+5,56 %
Tous sauf Maghrébine	7,32%	9,44 %	+ 2,12 %
Tous sauf Juive	5,62%	7,87 %	+ 2,25 %
Tous sauf profil majoritaire	4,06%	5,25 %	+ 1,19 %
<u>1 invitation</u>	10,30 %	15,32 %	+5,02%
Maghrébine	1,89%	5,25 %	+ 3,36 %
Juive	2,93%	5,98 %	+ 3,05 %
Profil majoritaire	5,48%	4,09 %	-1,39 %
Nb Obs	2118	953	

Source : Testing MASTER 3 et 4, ONDES et TEPP-CNRS

6.2. Une montée d'ampleur équivalente des réponses positives uniquement pour la candidate potentiellement discriminée

Les tests qui consistent dans cette étude en l'envoi de triplets de candidature s'interprètent habituellement par paire, par rapport à un profil de référence, supposé abrité des discriminations. Le triplet de candidates se décompose ainsi en deux paires relativement à la candidate de profil majoritaire, qui constituent deux tests distincts, un pour mesurer l'effet d'une origine maghrébine, l'autre pour une origine juive. Pour chacun de ces tests, les responsables de formations peuvent accorder logiquement quatre types de réponses que l'on peut noter sous forme de couples : les deux candidates reçoivent une réponse positive (1,1) ; les deux reçoivent une réponse négative (0,0) ; seule la candidate de profil majoritaire reçoit une réponse positive (1,0) ; seule la candidate potentiellement discriminée reçoit une réponse positive (0,1). Cette dernière option s'interprète le plus souvent comme la conséquence d'une erreur dans la collecte des données (la personne qui recrute n'a pas pu, pour une raison fortuite, apporter une réponse lorsqu'on a sollicité son avis sur la candidate de profil majoritaire). Comme ce hasard concerne de la même façon tous les tests, on soustrait habituellement les réponses (0,1) aux réponses (1,0) pour mesurer des discriminations. C'est ce que nous avons fait implicitement dans les deux sections précédentes en comparant les taux de réussite des candidates au niveau individuel des étudiantes fictives.

Le tableau 11 donne le détail des résultats de cette décomposition fine des réponses. Pour le test sur l'origine maghrébine (tableau 11-A), on dispose de quatre années de recul si l'on s'appuie sur toutes les vagues de MASTER. L'examen détaillé des données révèle une stabilité des résultats des tests pour les trois années 2021 à 2023 avant une double rupture en 2024. D'une part, la proportion de réponses doublement positives (1,1) chute de 5,67 pp, en passant de 50,9 % à 45,2 %. Un test statistique indique que cette variation n'est pas due au hasard, au seuil de risque de 5%. D'autre part, la part des réponses positives seulement pour la candidate potentiellement discriminée (0,1) qui était demeurée stable sur la période 2021 à 2023, augmente brutalement de 4,54 pp. Un test indique que cette hausse n'est pas significative aux seuils de risques usuels (la p-valeur du test est de 21,04 %). Les figures 3-A et 4-A permettent de visualiser le parallélisme des deux mouvements.

Ces deux ruptures sont liées puisque les autres proportions restent relativement stables entre 2023 et 2024, à la fois pour les situations où les deux réponses sont négatives (0,0) et pour

celles où seule la candidate au profil majoritaire obtient une réponse positive (1,0). Les réponses (1,0) sont particulièrement intéressantes parce que ce sont celles qui permettent d'identifier les comportements discriminants. En 2024, elles augmentent de 0,74 pp pour les tests sur l'origine maghrébine et de 0,86 pp pour les tests sur l'affiliation juive, mais ces mouvements ne sont pas statistiquement significatifs. De ce point de vue, les discriminations paraissent plutôt stables dans le contexte de la guerre Israël-Hamas. Le fait saillant est celui de la hausse des réponses de type (0,1). Tout se passe comme si des responsables de formation qui auraient donné en 2023 une double réponse positive (1,1) fournissent désormais une réponse de type (0,1), qui s'apparente à une forme spontanée de discrimination positive vis-à-vis de la candidate potentiellement discriminée. Ce changement dans les comportements de réponse concerne de l'ordre d'un responsable de formation sur vingt pour le test sur l'origine maghrébine. Il est d'une ampleur suffisante pour annuler les discriminations lorsqu'elles sont mesurées globalement par la différence des taux de succès, puisque la différence entre la proportion de réponse (1,0) et de réponses (0,1), qui était significativement différente de zéro dans les tests de 2021, 2022 et 2023, devient non significative en 2024, au seuil de 5%. En réalité, les discriminations sont maintenues mais elles sont masquées par de nouvelles différences de traitement qui jouent en sens inverse. En valeur absolue, les discriminations ont donc été doublées dans le contexte de la guerre Israël-Hamas.

Tableau 11. Résultats des tests de différences entre le profil majoritaire et le profil potentiellement discriminé

11-A. Pour le profil d'origine maghrébine

	(1,1)	(0,0)	(1,0)	(0,1)	Ecart (1,0) vs (0,1)	Observations
2024	45,23% (431)	30,75% (293)	13,54% (129)	10,49% (100)	3,05	953
2023	50,90% (1078)	30,36% (643)	12,80% (271)	5,95% (126)	6,85**	2118
2022	54,62% (1159)	26,15% (555)	13,20% (280)	6,03% (128)	7,17**	2122
2021	53,38% (324)	22,57% (137)	16,31% (99)	7,74% (47)	8,57**	607

11-B. Pour le profil d'origine juive

	(1,1)	(0,0)	(1,0)	(0,1)	Ecart (1,0) vs (0,1)	Observations
2024	46,80% (446)	30,01% (286)	11,96% (114)	11,23% (107)	0,73	953
2023	52,60% (1114)	29,32% (621)	11,10% (235)	6,99% (148)	4,11	2118

Source : Testing MASTER 1 à 4, ONDES et TEPP-CNRS

Il est frappant de constater que le même mécanisme est à l'œuvre pour les tests portant sur l'effet d'une affiliation juive, pour lesquels on dispose de moins de recul temporel. Dans le tableau 11-B, on constate une stabilité de la part des résultats de tests (0,0) et (1,0), associée à un double mouvement de baisse des résultats (1,1), de 5,8 pp, et de hausse des résultats (0,1) de 4,24 pp. Les figures 4-A et 4-B permettent de visualiser ce mouvement. Ici aussi, tout se passe comme si des responsables de formation, qui décidaient en 2023 d'accorder une réponse positive aux deux candidates, faisaient le choix en 2024 de ne soutenir dans leur réponse que la candidate potentiellement discriminée. Cette action correctrice concerne là encore environ un ou une responsable de formation sur vingt et est de nature à annuler au niveau agrégé les discriminations qui prévalaient initialement.

Figure 3. Part des doubles réponses positives (1,1) dans les tests de discrimination

3-A. Dans les tests sur une origine maghrébine

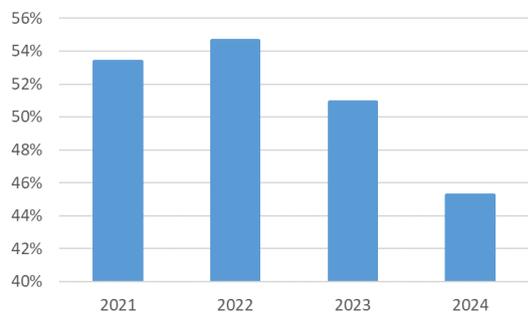
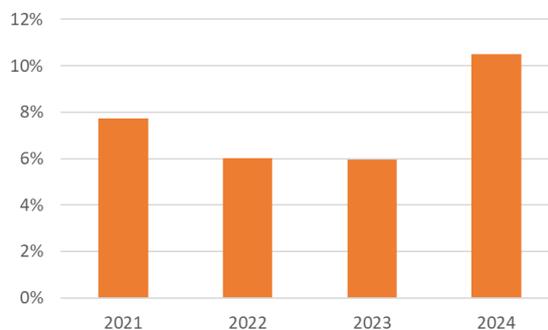
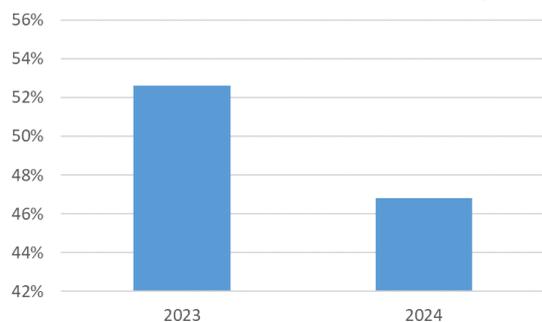


Figure 4. Part des réponses positives uniquement pour la candidate potentiellement discriminé (0,1)

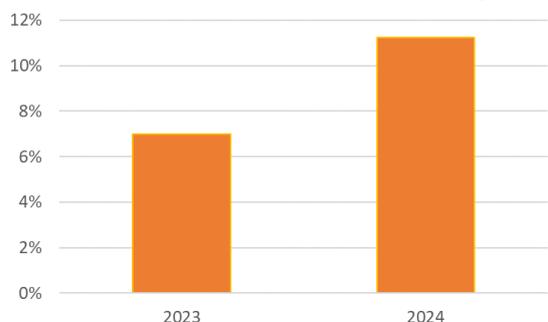
4-A. Dans les tests sur une origine maghrébine



3-B. Dans les tests sur une affiliation juive



4-B. Dans les tests sur une affiliation juive



Source : Testing MASTER 1 à 4, ONDES et TEPP-CNRS

7. Conclusion

Dans le contexte de la guerre Israël-Hamas et de la montée des actes antisémites dans plusieurs pays européens, cette étude utilise un protocole de tests de correspondance répétés afin de mesurer l'évolution des discriminations en raison de l'origine et de l'affiliation religieuse à l'encontre des minorités juives et maghrébines de France, dans le domaine de l'accès à l'Université. Lors des deux vagues de tests effectuées début 2023 et 2024, 9213 demandes simples d'information ont été envoyées à 3071 responsables de master par trois étudiantes fictives dont la consonance des noms et prénoms constitue un signal faible d'affiliation religieuse.

En février 2023, avant le déclenchement de la guerre, les tests indiquent que la candidate présumée juive reçoit significativement moins de réponses positives que la candidate de profil majoritaire. Une pénalité de plus grande ampleur est mise en évidence pour la candidate d'origine maghrébine. Des discriminations selon l'origine et la religion sont donc effectivement en œuvre dans l'accès à des formations sélectives de niveau master au sein des universités françaises.

Un an plus tard, les tests usuels de discrimination, qui reposent sur la différence des taux de réponse positive des candidates, ne semblent plus indiquer de discriminations significatives, ce qui paraît peu cohérent avec de nombreux autres indices, extérieurs à l'étude, témoignant d'une montée des tensions dans le contexte de la guerre Israël-Hamas. Une décomposition fine des réponses données aux demandes d'information par les responsables de master révèle au contraire une chute de plus de 10 points des réponses égalitaires. Elle révèle également une stabilité, voire une légère hausse, des réponses discriminantes à l'encontre des candidates juives et maghrébines et une montée des réponses inégalitaires privilégiant soit la candidate juive, soit la candidate maghrébine. Ces changements de comportements s'effectuent au détriment de la candidate de profil majoritaire. Ils concernent environ un ou une responsable de formation sur vingt pour chaque minorité. Ils ont pour conséquence d'annuler au niveau agrégé les écarts de taux de réussite entre les candidates potentiellement discriminées et la candidate du profil majoritaire.

Des responsables de formations qui agissaient auparavant en conformité au principe d'égalité font désormais le choix de s'en écarter pour accorder un soutien spécifique, soit à la candidate

juive, soit à la candidate maghrébine, soit même, plus rarement, aux deux. Ce type de réaction compensatrice évoque une discrimination positive, réalisée de façon spontanée et non coordonnée par des acteurs et actrices de l'enseignement supérieur en position de responsables de formation. Un phénomène comparable a été constaté dans un autre contexte dans le cadre des concours de la fonction publique, dont les jurys accordent spontanément, lors des oraux des concours où les caractéristiques des candidat·es sont révélées, une prime à des candidat·es dont les caractéristiques personnelles sont associées à des pénalités dans la phase écrite de l'admissibilité des concours (Greenan *et al.*, 2019).

La décomposition fine des réponses montre que les discriminations à l'encontre des étudiantes juives ou maghrébines n'ont pas diminué dans le contexte de la guerre Israël-Hamas. Les réponses inégalitaires pour lesquelles les étudiantes du profil majoritaire obtiennent une issue positive tandis que les étudiantes juives ou maghrébines ne reçoivent pas de réponse ou une réponse négative, se maintiennent à un niveau élevé en 2024, de 12 % pour les candidates juives et de près de 14 % pour les candidates maghrébines. Mais ces discriminations persistantes sont comme masquées par la hausse des réponses inégalitaires d'autres responsables de formation dans lesquelles la candidate de profil majoritaire est discriminée relativement aux autres candidates (+4,5 pp pour les étudiantes maghrébines et +4,2 pp pour les étudiantes juives). Contrairement à ce que suggère la mesure usuelle des discriminations, ces dernières ne sont pas annulées dans le contexte de la guerre Israël-Hamas, elles sont doublées en valeur absolue. Les différences de traitement à l'encontre des étudiantes maghrébines ou juives se maintiennent à un niveau élevé et elles sont compensées par d'autres différences en sens inverse.

Ces résultats invitent à reconsidérer les indices usuels de discriminations calculés à partir de données de testing, qui reviennent à soustraire les réponses positives uniquement pour le ou la candidate de référence aux réponses positives uniquement pour le ou la candidate potentiellement discriminée. Les changements constatés indiquent que les réponses positives uniquement pour les candidat·es potentiellement discriminé·es ne sont pas seulement le fruit du hasard et qu'elles peuvent faire l'objet d'arbitrage de la part d'une catégorie de recruteurs à des fins de compensations ou de corrections. L'étude révèle en effet qu'une partie des recruteurs adopte des comportements correcteurs, pouvant être apparentés à une forme de discrimination positive. Dans le contexte de la guerre Israël-Hamas, l'étude établit que ces

comportements correcteurs se sont fortement développés. Dès lors, la mesure usuelle des discriminations, qui ne prend pas en compte ces comportements atténuateurs, sous-estime leur ampleur effective. Il est donc vraisemblable que les études précédentes que nous avons réalisées avec ce type de mesure dans le même domaine (Chareyron 2023-a et 2023-b) aient minoré l'ampleur des inégalités de traitement dans l'accès à l'Université.

D'un point de vue juridique, les discriminations positives, qui s'exercent au détriment des candidats et candidates de profil majoritaire, sont en France tout autant prohibées que les discriminations tout court. Les réactions individuelles aux discriminations qui visent à rétablir un semblant d'égalité des chances en accordant un soutien renforcé aux personnes potentiellement discriminées ne sauraient constituer une solution collective. Dans le domaine couvert par cette étude, qui est celui de l'accompagnement des demandes d'orientation des étudiants et étudiantes, il convient de rappeler que la seule attitude viable des responsables de formation doit être de traiter l'ensemble des étudiant·es dans l'égalité.

Références

- Adida, Claire L., David D. Laitin, and Marie-Anne Valfort. 2010. Identifying Barriers to Muslim Integration in France. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 107(52): 22384–90.
- Banerjee Abhijit, Bertrand Marianne, Datta Saugato, Mullainathan Sendhil. 2009. “Labor Market Discrimination in Delhi: Evidence from a Field Experiment.” *Journal of Comparative Economics* 37(1):14–27.
- 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.
- Bertrand, M., and Mullainathan S., (2004). Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *American Economic Review* 94 (4): 991–1013.
- 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., Erb, L-A., & L’Horty Y. (2023-a). « Assessing Discrimination in Access to Higher Education: Results from a Field Experiment », *Annals of Economics & Statistics*, (151), 121-145.
- Chareyron, S., Desuza Fils-Aimé, B., & L’Horty Y. (2023-b). « Sélection à l’entrée en master : les effets du genre et de l’origine », Rapport de recherche TEPP, n°2023-4
- Conseil Représentatif des Institutions Juives de France-CRIF (2024). « Rapport sur les chiffres de l’antisémitisme en 2023 ». publié en ligne, Janvier.
- Drouhot L., Simon P. et Tiberj V. (2023). « La diversité religieuse en France : transmissions intergénérationnelles et pratiques selon les origines », Insee Références – Édition 2023 – Dossiers, pp39-47.
- Drydakis Nick. 2010. “Religious Affiliation and Employment Bias in the Labor Market.” *Journal for the Scientific Study of Religion* 49(3):477–93.
- Galland, O., & Muxel, A. (2018). *La tentation radicale. Enquête auprès des lycéens*. puf.
- Greenan, N., Lanfranchi, J., l’Horty, Y., Narcy, M., & Pierné, G. (2019). “Do competitive examinations promote diversity in civil service?” *Public Administration Review*, 79(3), 370-382.
- Heckman James J. 1998. “Detecting Discrimination.” *Journal of Economic Perspectives* 12(2):101–16.
- Jolson Marvin. 1974. “Employment Barriers in Marketing.” *The Journal of Marketing* 38(2):67–69.
- Kepel, G. (2017). *Terreur dans l’Hexagone: genèse du djihad français*. Gallimard.

- L'Horty, Y., & Petit, P. (2023). « Discriminations ethno-raciales en France : l'apport des testing », *Appartenances et Altérités* (cahiers de l'URMIS), à paraître.
- 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.
- Nessler, C., Gomez-Gonzalez, C., Parshakov, P., & Dietl, H. (2023). Examining Discrimination against Jews in Italy with Three Natural Field Experiments. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 102045.
- Neumark, D. (2018). Experimental research on labor market discrimination. *Journal of Economic Literature*, 56(3), 799-866.
- Pager, D. « The Mark of a Criminal Record », *American Journal of Sociology*, 108 (5), 2003, p. 937-975.
- Pfaff, S., Crabtree, C., Kern, H. L., & Holbein, J. B. (2021). Do street-level bureaucrats discriminate based on religion? A large-scale correspondence experiment among American public school principals. *Public Administration Review*, 81(2), 244–259. <https://doi.org/10.1111/puar.13235>
- Pierné Guillaume. 2013. Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: Results from a field experiment in the Paris area. *IZA Journal of Labor Economics* 2(4): 1–15.
- 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.
- Simon P., Tiberj V., (2015). « Sécularisation ou regain religieux : la religiosité des immigrés et de leurs descendants », in Beauchemin C., Hamel C. et Simon P., *Trajectoires et Origines : enquête sur la diversité des populations en France*, Paris. pp. 559 584, Ined, coll. « Grandes enquêtes », 2015.
- Valfort, M. A. (2020). Anti-muslim discrimination in France: Evidence from a field experiment. *World Development*, 135, 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105022>
- Wallace, M. Bradley R.E. Wright, and A. Hyde. 2014. Religious Affiliation and Hiring Discrimination in the American South: A Field Experiment. *Social Currents* 1(2): 189–207.
- Weichselbaumer, D. (2020). Multiple discrimination against female immigrants wearing headscarves. *ILR Review*, 73(3), 600–627. <https://doi.org/10.1177/0019793919875707>
- Wright, B. R. E., Wallace, M., Bailey, J., & Hyde, A. (2013). Religious affiliation and hiring discrimination in New England: A field experiment. *Research in Social Stratification and Mobility*, 34, 111–126. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2013.10.002>
- 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

Effet de l'affiliation religieuse sur l'obtention d'une réponse positive Estimation de modèles Probit

Tableau A1 : Données collectées en février 2023, avant la guerre Israël-Hamas

	(1)	(2)	(3)
Maghrébine	-0.068*** (0.009)	-0.068*** (0.009)	-0.068*** (0.009)
Juive	-0.041*** (0.009)	-0.041*** (0.009)	-0.041*** (0.009)
Car. Envoi	Non	Oui	Oui
Car. Formation	Non	Non	Oui
Observations	6354	6354	6354

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Ecart-types clustérisés au niveau du recruteur entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont l'ordre d'envoi et le groupe d'envoi. Les caractéristiques de la formation sont : le domaine d'étude, le type d'établissement, la localisation.
Source : Testing MASTER 3, ONDES et TEPP-CNRS

Tableau A2 : Données collectées en février 2024, pendant la guerre Israël-Hamas

	(1)	(2)	(3)
Maghrébine	-0.030* (0.016)	-0.030* (0.016)	-0.031* (0.016)
Juive	-0.007 (0.016)	-0.007 (0.016)	-0.007 (0.016)
Car. Envoi	Non	Non	Non
Car. Formation	Oui	Oui	Oui
Number of observations	2859	2859	2859

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Ecart-types clustérisés au niveau du recruteur entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont l'ordre d'envoi et le groupe d'envoi. Les caractéristiques de la formation sont : le domaine d'étude, le type d'établissement, la localisation.
Source : Testing MASTER 4, ONDES et TEPP-CNRS



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. L'orientation universitaire explique l'essentiel des inégalités de genre sur le marché du travail

Louis-Alexandre Erb

23-03. Les actions pour l'égalité des établissements d'enseignement supérieur : un état des lieux

Yannick L'Horty, Philippe Liotard, Romane Masternak, Aude Stheneur

23-04. L'Indice de Diversité Patronymique : enjeux, principes et applications

Moussa Keddache, Yannick L'Horty

24-01. Sélection à l'entrée en master : les effets de l'origine et de la religion

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