

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Inégalités, discriminations
et éducation

Inequalities, discrimination
and education

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site **www.insee.fr**.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le
site. La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr**,
rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee
website **www.insee.fr**. Publication alerts can be
subscribed online. The printed version of the journal
(in French) can be purchased on the Insee website
www.insee.fr.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research
University)
Carole BONNET (Institut national d'études démographiques)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Olivier GODECHOT (Sciences Po, CRIS, CNRS et AxPo)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Ivaylo PETEV (CREST, CNRS, ENSAE, Institut Polytechnique de Paris)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies
et Département de Sociologie-Université de Genève)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-
Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Insee et CREST)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Dominique MEURS (Université de Paris Nanterre)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie
de la Sorbonne et CEPPI)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Fabrice LENGART

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

Rédacteur en chef adjoint / Deputy Editor in Chief:

Riyad ABBAS

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

Traductions / Translations: FLUENT PLANET

Château Rouge Wood Parc bâtiment C-D 274 ter/3,
Avenue de la Marne, 59700 Marcq-en-Baroeul, France

Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

Impression / Printing: PARAGON TRANSACTION

39 rue des Rivières Saint-Agnan, 58200 Cosne-Cours-sur-Loire, France

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 548 – 2025

INEGALITES, DISCRIMINATIONS ET EDUCATION

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

Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit et François-Charles Wolff

27 Partir ou rester ? La mobilité des diplômés à l'épreuve des dynamiques économiques locales

Bastien Bernela, Liliane Bonnal, Inès Touré et Ahmed Tritah

51 Ascendance noble et inégalités d'accès aux grandes écoles

Stéphane Benveniste

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

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

Hiring Discrimination in Higher Education and Research

Laetitia Challe*, Yannick L'Horty*, Pascale Petit*
et François-Charles Wolff**

Résumé – Nous mesurons les discriminations dans l'accès à l'emploi dans le secteur de l'enseignement supérieur et la recherche à l'aide d'un test par correspondance. Deux critères sont testés, le sexe des candidats et leur origine, française ou nord-africaine, pour deux professions, assistant de gestion et cadre administratif, à l'aide de deux méthodes de test, la réponse à des offres d'emploi et des 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. Les deux méthodes de test déployées concluent à l'absence de discriminations en raison du sexe pour les deux professions. En revanche, dans ce secteur particulier où les principes d'égalité et d'intégrité sont supposés prévaloir, l'étude signale une exposition aux discriminations selon l'origine nord-africaine pour les assistants de gestion dont l'ampleur est comparable à celle observée dans l'ensemble de la fonction publique.

Abstract – *Discrimination in access to employment in the higher education and research sector is measured using a correspondence test. Two criteria are tested: the applicants' gender and their origin (either French or North African) for two occupations, administrative assistant and administrative and financial executive, using two testing methods, responding to job offers and sending unsolicited applications to recruiters. In total, the study compiles the results of 2,748 job applications sent in 2021 and 2022 to higher education and research institutions in France. The two correspondence test methods revealed no evidence of gender-based discrimination for either occupation. However, in this sector, where principles of equality and integrity are expected to prevail, the study identifies evidence of discrimination against applicants of North African origin for administrative assistant positions, at a level comparable to that observed across the public sector as a whole.*

JEL : C81, C93, J15, J45, J71

Mots-clés : discrimination, enseignement supérieur et recherche, test par correspondance

Keywords: discrimination, higher education and research, correspondence test

* Université Gustave Eiffel, ERUDITE, TEPP-CNRS (FR 2042), UGE, UPEC ; ** Université de Nantes, LEMNA et TEPP-CNRS (FR 2042).
Correspondance : yannick.lhorty@univ-eiffel.fr

Ce texte a bénéficié des remarques constructives et des suggestions de la rédactrice en chef de la revue, Dominique Goux, et de deux rapporteurs anonymes. Ce projet 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'Égalité dans le Supérieur (ONDES). Nous remercions Denis Anne, Kenza Djani, François Maheu et Isabelle Walraevens pour leur aide dans la collecte des données.

Reçu en mai 2024, accepté en avril 2025.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Challe, L., L'Horty, Y., Petit, P. & Wolff, F.-C. (2025). Hiring Discrimination in Higher Education and Research. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 548, 3–25. doi: 10.24187/ecostat.2025.548.2139

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 (Pager, 2003 ; Bertrand & 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 recherchées. 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 & Rich, 2002 ; Zschirnt & Ruedin, 2016 ; Bertrand & Duflo, 2017 ; Quillian *et al.*, 2017 ; Neumark, 2018 ; Lippens *et al.*, 2023).

Dans le cas de la France, une synthèse récente dénombre vingt études de portée scientifique consacrées à la mesure des discriminations ethnoraciales dans l'accès à l'emploi, c'est-à-dire pour le domaine et le critère les plus étudiés (L'Horty & 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 par 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. Le volume de candidatures envoyées fluctue par exemple largement, allant de 462 à 17 643 selon les travaux. Au total, entre 2005 et 2021, 67 066 candidatures ont été envoyées dans le cadre de ces vingt études, soit 3 353 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 leur taux de succès est réduit dans une proportion allant de 10 % à près de 95 % selon les études. Néanmoins, 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 être détectée par certains employeurs. La mesure de la discrimination à l'embauche qui en résulte est alors partielle : la mise en évidence d'une discrimination dans la profession objet du test ne préjuge pas de la situation dans une autre profession. Par ailleurs, 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 le plus souvent situés dans la région Île-de-France et la mesure de la discrimination obtenue n'est pas analysée à un niveau géographique fin au regard des tailles des échantillons collectés, ce qui ne permet pas l'identification d'éventuelles spécificités locales.

Les tests par 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'emploi 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 par 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 désagrégés portent sur la comparaison public/privé (Petit *et al.*, 2020). Les quelques études sur le secteur public ne sont pas unanimes sur l'existence de discriminations : Wood *et al.* (2009) ; Eid (2012) ; Midtbøen (2016) concluent que les employeurs publics pratiquent moins de discrimination que les recruteurs privés. Pour Jankowski *et al.* (2020), les principes normatifs de méritocratie et d'impartialité influencent davantage les préférences d'embauche des fonctionnaires que celles des employés du secteur privé. A contrario, Villadsen & Wulff (2018) ne trouvent pas de preuves que le secteur public est plus équitable dans ses décisions d'embauche que le secteur privé.

La présente étude a pour objet de mesurer les discriminations dans l'accès à l'emploi selon deux critères, l'origine et le sexe, au sein du secteur de l'enseignement supérieur et de la recherche (ESR)¹. Il s'agit a priori d'un terrain hostile aux 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 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, parmi lesquels on compte 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 Ministère, en comptant à la fois les chercheurs, les enseignants-chercheurs et les personnels de soutien, ce sont 665 600 personnes qui se consacraient en 2020 à la recherche et développement au moins pour une part de leur activité (MESR, 2022). Elles représentaient au total environ 474 100 personnes en équivalent temps plein (ETP), avec 321 400 chercheurs et 152 700 personnels de soutien. Ces effectifs correspondaient à 1,8 % de l'emploi total en France³. Parmi ces 474 100 personnes, 286 300 travaillaient dans des entreprises privées (60 %), principalement au sein des cinq branches qui emploient à elles seules plus de la moitié des chercheurs : « Activités spécialisées, scientifiques et techniques » (10 %), « Activités informatiques et services d'information » (9 %), « Industrie automobile » (7 %), « Construction aéronautique et spatiale » (6 %) et « Édition, audiovisuel et diffusion » (5 %). Concernant les 187 800 agents du secteur public (40 %), 80 300 travaillaient directement pour l'État et 98 600 appartenaient à des établissements d'enseignement supérieur. Selon le rapport sur l'État de la fonction publique (MTFP, 2022), ces agents constituaient 8,4 % de l'ensemble des agents ETP de la fonction publique d'État (FPE).

Pour mesurer les discriminations à l'embauche dans l'ESR, deux techniques de tests sont combinées dans cette étude afin d'en renforcer la validité interne : un test en réponse à des offres postées et un test par candidatures spontanées. Deux critères de discrimination sont testés, l'origine et le sexe des candidats. L'étude s'intéresse en particulier aux différences d'exposition aux discriminations selon la localisation géographique des établissements. Les résultats s'avèrent assez cohérents dans les deux approches. L'étude conclue à l'absence de discriminations en raison du sexe pour les deux tests réalisés et dans les deux domaines professionnels. En outre, elle indique un risque d'exposition aux discriminations ethno-raciales, uniquement pour la profession d'assistant de gestion, comparable à celui qui prévaut dans

1. Au sein de la Nomenclature d'activités française, dite NAF rév. 2, l'enseignement supérieur correspond au code 8542Z. La recherche et développement renvoie à la division 72.

2. Ce recensement provient du jeu de données officiel « Principaux établissements d'enseignement supérieur » publié sur la plateforme Open Data du Ministère de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation (MESRI). Les dix autres établissements recensés par le Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche sont les Instituts d'Études Politiques régionaux (Aix, Bordeaux, Lyon et Toulouse), les écoles françaises d'Athènes, 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.

3. Cette proportion de 1,8 % est égale au ratio 474 100 / 26 600 000. Le dénominateur correspond à une donnée de l'Insee.

l'ensemble de la fonction publique, où des tests équivalents ont été réalisés.

1. Le protocole de collecte des données

Les données utilisées dans cette étude DESPERADO-ES, 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. On recueille ensuite de l'information sur les suites que leur réservent les employeurs. L'objectif est ici de pouvoir repérer 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, ce qui permet de vérifier si les résultats sont sensibles ou non à la méthode de collecte de données. Pour les candidatures spontanées, les envois sont adressés à l'adresse générique de contact du service ou de l'organisation.

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 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 du 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 au test sur des offres d'emploi formelles, un test de candidatures spontanées a également été réalisé. Cette collecte a eu lieu entre le 25 janvier et le 15 février 2022. Pour limiter le risque de détection, un espace d'au moins une semaine a été respecté entre deux envois de candidatures spontanées à un même recruteur.

La réponse est considérée comme 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, s'il notifie la bonne réception de la candidature à l'aide d'un message automatique ou s'il ne répond pas avant la fin de la campagne de test. La méta-analyse de Lippens *et al.* (2023) portant sur 169 tests par correspondance montre que retenir une définition stricte (invitation formelle à un entretien) ou une définition plus large (invitation à un entretien, demande d'informations complémentaires) de la réponse positive ne modifie que très peu 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 le plus souvent 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'emploi pertinents, pendant la période de collecte des données. À ce titre, l'échantillon constitué est quasi exhaustif et donc représentatif du flux des offres d'emploi dans le secteur. Parallèlement, des candidatures spontanées ont été envoyées à un échantillon représentatif des établissements de l'enseignement supérieur.

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 tension⁴ permet a priori 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 les discriminations à l'embauche ont potentiellement moins de chances de s'exprimer pour ce type de profession. Retenir ce type de profession conduit donc a priori à minorer l'ampleur des éventuelles discriminations à l'embauche.

Sur cette base, le choix a été fait de tester deux professions qui font régulièrement l'objet de recrutements dans l'enseignement supérieur et de niveaux de qualification différents, à savoir les assistants de gestion administrative et les cadres 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 professionnel, d'expériences antérieures. Ces candidatures sont par ailleurs crédibles pour une candidature sur la profession visée. 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 du 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 d'une candidature à l'autre, 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 façons différentes, mais sans singularité.

4. « Une profession est dite en tension lorsqu'elle connaît des difficultés importantes et durables de recrutement, qui ne peuvent être comblées par le marché du travail. Ces tensions peuvent résulter d'un déficit quantitatif de candidats, d'une inadéquation entre les compétences demandées et celles proposées, ou encore de conditions de travail peu attractives » (Ministère du Travail, de l'Emploi et de l'Insertion, site officiel, rubrique Emploi et Marché du travail).

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 sexe des candidats fictifs

Pour chacune des deux professions testées (cadre administratif et financier et assistant de gestion administrative), trois candidatures (CV et lettre de motivation) 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 sexe modal est identifié avec l'aide des données de l'enquête emploi de l'Insee. 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 occupés de ces deux professions sont décrites en annexe 1.

À 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 leur candidature 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'État civil. Le tableau 2 précise des exemples de prénoms et de noms utilisés dans ce test par correspondance, tandis que l'annexe 2 décrit les candidatures fictives (CV) de deux cadres administratifs et financiers envoyées en réponse aux offres localisées dans le département des Bouches-du-Rhône.

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
Âge et situation familiale	Entre 31 et 33 ans, célibataire, sans enfant	
Diplômes	Master Comptabilité, Contrôle, Audit	BTS ou DUT

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

	Prénoms féminins	Prénoms masculins	Noms
Origine française	Élodie 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.

1.2.1. Réponses à des offres d'emploi formelles

Les trois 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'emploi : Emploi public, Place de l'emploi public, ATS, LinkedIn, Indeed, APEC, Pôle Emploi, 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'emploi de contractuel dans l'enseignement supérieur public.

Toutes les offres d'emploi 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 août 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'emploi de cadre administratif et financier et 284 offres d'assistant de gestion.

1.2.2. Envoi de candidatures spontanées

En complément des réponses à des offres d'emploi publiées, nous avons testé le canal des candidatures spontanées. Nous avons envoyé des candidatures non sollicitées par courriel avec les CV des candidats en pièce jointe, en utilisant essentiellement les adresses génériques des établissements. Des candidatures spontanées de cadre administratif et financier ont été adressées à 283 établissements et des candidatures d'assistant de gestion à 285 établissements. Comme 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, ceux 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 cadres 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 cadres administratifs et financiers, soit le triplet de candidatures d'assistants de gestion. L'échantillon comporte au total 2 748 observations ($64 + 284 + 283 + 285 = 916$ emplois avec trois candidatures par emploi). Chaque établissement a au plus été testé une fois afin d'éviter les risques de détection. Le tableau 3 détaille la répartition par département des différents emplois.

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.

La réponse est considérée comme positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou lorsqu'il se manifeste pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications ou l'invitation à un entretien, que ce soit par courrier électronique ou par téléphone. 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, les réponses négatives sont rares alors que les non-réponses sont très fréquentes.

2. Quels résultats aux tests par correspondance ?

Les résultats des tests par correspondance sont présentés dans le tableau 5. Un premier constat est que le taux d'échec est fort 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 de 21,9 % ($229 \text{ réponses pour } (64 + 284) \times 3 = 1\,044 \text{ candidatures}$). Le scénario est encore moins favorable pour les candidatures spontanées, pour lesquelles seulement 159 candidats fictifs ont eu un retour positif, soit un taux de réponse de 9,3 % ($159 \text{ réponses pour } (285 + 283) \times 3 = 1\,704 \text{ candidatures}$).

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

**Tableau 3 – Nombre d'établissements testés
(en réponse à une offre ou à une candidature spontanée) par département**

Département		Réponse à une offre		Candidature spontanée		Total
Code	Nom	Cadres administratifs	Assistants de gestion	Cadres administratifs	Assistants de gestion	
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).

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

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. Le tableau présente également le rapport des taux de réponse (colonne 6).

Pour les offres publiées, le taux global de réponse pour les deux types de postes est de 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 %).

Tableau 5 – Décomposition des taux de réponse

Échantillon	(1) Nombre 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) Rapport des taux de réponse (réf. vs poten- tiellement discriminé)
Réponses à des offres publiées						
Ensemble						
Référence vs origine nord-africaine	348	249	49	40	10	1,508***
Référence vs sexe non modal	348	237	59	30	22	1,099
<i>Assistant de gestion (référence : femme)</i>						
Référence vs origine nord-africaine	284	208	33	35	8	1,659***
Référence vs sexe non modal	284	197	44	24	19	1,079
<i>Cadre administratif (référence : homme)</i>						
Référence vs origine nord-africaine	64	41	16	5	2	1,167
Référence vs sexe non modal	64	40	15	6	3	1,167
Candidatures spontanées						
Ensemble						
Référence vs origine nord-africaine	568	493	27	29	19	1,217
Référence vs sexe non modal	568	488	33	23	24	0,982
<i>Assistant de gestion (référence : femme)</i>						
Référence vs origine nord-africaine	283	239	16	17	11	1,222
Référence vs sexe non modal	283	237	18	15	13	1,065
<i>Cadre administratif (référence : homme)</i>						
Référence vs origine nord-africaine	285	254	11	12	8	1,211
Référence vs sexe non modal	285	251	15	8	11	0,885

Note : le rapport des taux de réponse est $(6) = ((3)+(4))/((3)+(5))$. Les seuils de significativité retenus sont de 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).
Source : test DESPERADO-ES (TEPP-CNRS), calcul des auteurs.

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 rapport des taux de réponse statistiquement significativement différent de 1 pour l'ensemble des tests réalisés est celui associé aux candidatures d'origine nord-africaine sur les postes d'assistant de gestion.

Il est également intéressant de prendre en compte le temps écoulé entre l'envoi des

candidatures et les éventuelles réponses positives. La figure I décrit le nombre de jours écoulés 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 nord-africaine, et sexe non modal⁵. Les profils diffèrent à la fois selon le type de profession et le type de test (réponse à une offre ou candidature spontanée). Pour les assistantes 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 cadres 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

5. La fonction de survie décrit la durée jusqu'à la survenue d'un événement. Fréquemment utilisée en médecine pour étudier la survie des patients après un traitement ou en économie pour étudier la durée de vie d'un produit ou d'un emploi, elle fournit la probabilité qu'un sujet survive au-delà d'un certain temps t .

apparaître des temps plus longs avant que les candidats originaires d'Afrique du Nord reçoivent une réponse positive sur les postes d'assistant de gestion.

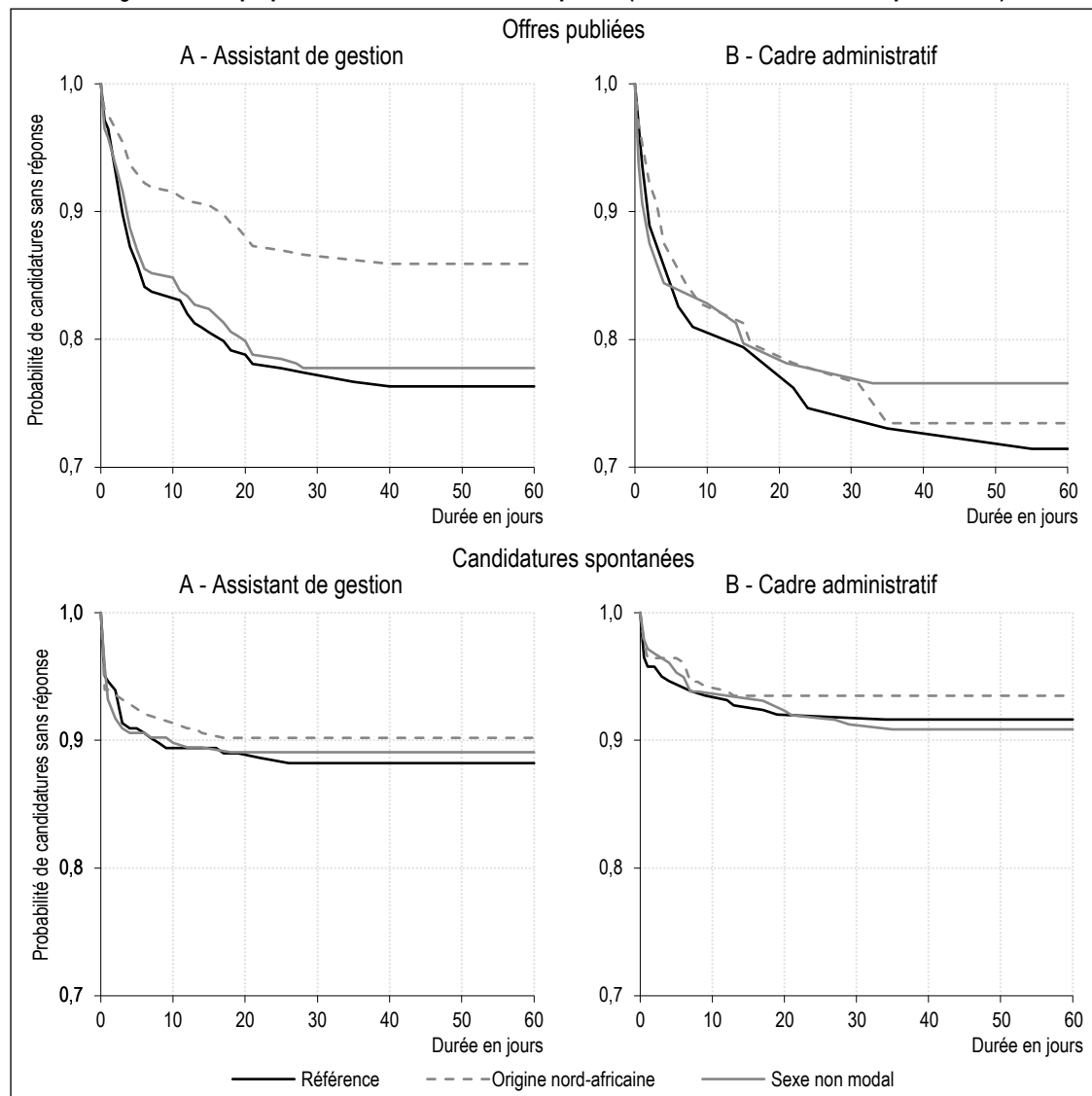
Les tests par correspondance permettent d'évaluer l'effet d'une caractéristique particulière, ici l'origine ou le sexe non modal, en contrôlant l'ensemble des autres caractéristiques des candidats puisque, par construction, ces derniers ont suivi les mêmes études et ont des parcours professionnels semblables. 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). Soient t_{ji}^{om} et t_{ji}^{snm} deux variables indicatrices égales à 1 respectivement pour le candidat d'origine nord-africaine et pour le candidat du sexe non modal, et égales à 0 dans le cas contraire. Notant R_{ji} la réponse reçue par le candidat i à l'annonce j (ou de l'établissement j dans le cas des candidatures spontanées), avec $R_{ji} = 1$ en cas de réponse positive et $R_{ji} = 0$ sinon, on estime le modèle suivant⁶ :

$$\Pr(R_{ji} = 1 | t_{ji}^{om}, t_{ji}^{snm}, X_{ji}) = \gamma_1 * t_{ji}^{om} + \gamma_2 * t_{ji}^{snm} + X_{ji}\beta + \omega_j + \varepsilon_{ji} \quad (1)$$

6. L'analyse économétrique repose sur des tests d'hypothèses linéaires simples, au sens où chaque effet de l'origine ou du sexe non modal sur un échantillon est analysé séparément. L'annexe 3 montre que les résultats restent vérifiés si l'on part sur des tests d'hypothèses linéaires multiples.

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



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

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_{ji} est un vecteur de variables de contrôle spécifiques à chaque candidature envoyée et dont les effets sont donnés par le vecteur β , ω_j est un effet fixe annonce (ou établissement dans le cas des candidatures spontanées), et ε_{ji} est une perturbation aléatoire résiduelle. L'hypothèse sous laquelle les effets causaux de l'origine et du sexe sont identifiés par l'estimateur des moindres carrés ordinaires est $E(\varepsilon_{ji} | t_{ji}^{om}, t_{ji}^{sm}, X_{ji}) = 0$. Cette hypothèse d'identification est satisfaite par construction du fait de la randomisation des caractéristiques des candidats dans les CV.

Par construction, l'effet fixe ω_j comprend l'ensemble des caractéristiques observées et inobservées de l'offre postée ou de l'établissement pour les candidatures spontanées. Ceci inclut deux grands types de facteurs explicatifs. D'un côté, ω_j intègre des éléments relatifs à l'emploi lui-même, notamment sa localisation géographique (le département au sein duquel est localisé l'établissement d'enseignement supérieur est enregistré dans les données), mais également le caractère privé ou public de l'établissement auquel les candidatures sont envoyées. De l'autre, ω_j inclut des caractéristiques partagées par toutes les candidatures

en réponse à une offre donnée, par exemple le jeu de CV utilisé, le script des candidatures, ou bien encore le mois d'envoi des candidatures. La seule variable X_{ji} retenue, dépendante des candidatures, est l'ordre d'envoi.

Le principal enseignement des modèles linéaires en probabilité estimés est que la prise en compte de l'hétérogénéité observée et inobservée ne vient pas modifier les résultats précédents⁷. Toutes choses égales par ailleurs, on ne constate pas de différence significative en raison du sexe, dans les deux professions, alors que 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 seulement 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 un effet négatif de l'origine est observé pour les cadres administratifs, il est à la fois plus faible (-4,7 points) et n'est surtout pas statistiquement significatif.

Le secteur dans lequel l'établissement exerce ses activités, public ou privé, est capté par l'effet fixe ω_j dans l'équation (1). Il peut néanmoins

7. Des résultats similaires sont obtenus à partir de l'estimation d'un modèle de survie de type Cox expliquant le délai entre la date d'envoi de la candidature et la réception d'une réponse positive.

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

Échantillon	(1) Ensemble	(2) Assistants de gestion	(3) Cadres administratifs
A. Réponses à des offres publiées			
Référence vs origine nord-africaine	-0,085*** (0,020)	-0,093*** (0,022)	-0,047 (0,042)
Référence vs sexe non modal	-0,023 (0,021)	-0,017 (0,023)	-0,047 (0,047)
Contrôles (effet fixe inclus)	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	1 044	852	192
R ²	0,726	0,708	0,786
B. Candidatures spontanées			
Référence vs origine nord-africaine	-0,018 (0,013)	-0,021 (0,019)	-0,014 (0,016)
Référence vs sexe non modal	0,002 (0,013)	-0,007 (0,019)	0,010 (0,015)
Contrôles (effet fixe inclus)	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	1 704	849	855
R ²	0,660	0,690	0,686

Note : le tableau reporte les résultats de l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire par les MCO. Les écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emploi (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées) sont placés entre parenthèses sous les coefficients estimés. Les seuils de significativité retenus sont de 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*). Les régressions incluent un effet fixe offre d'emploi ou établissement et l'ordre d'envoi des candidatures comme facteur explicatif.

Source : test DESPERADO-ES (TEPP-CNRS).

avoir une incidence sur d'éventuelles formes de discrimination. La répartition entre privé et public diffère sensiblement selon le type d'emploi. Pour les candidatures spontanées, environ 70 % des candidatures relèvent du secteur privé (201 contre 84 pour les cadres administratifs, 197 contre 86 publics pour les assistants de gestion). Les offres postées sont davantage dans le public pour les cadres administratifs (47 contre 17), mais elles sont plus nombreuses dans le privé pour les assistants de gestion (189 contre 93). Des régressions spécifiques ont alors été estimées pour chaque type d'emploi (cadres administratifs, assistants de gestion) et chaque secteur (privé, public). Pour les candidatures spontanées, aucun effet significatif n'est observé ni pour l'origine nord-africaine, ni pour le sexe non modal⁸. Pour les offres postées, avoir une origine nord-africaine vient réduire de 9,9 % la probabilité d'avoir une réponse positive lorsque l'offre postée émane d'un établissement du secteur privé pour les assistants de gestion. L'effet est également négatif pour le secteur public, avec un ordre de grandeur assez similaire (-7,9 %). Il est désormais significatif au seuil de 10 % ($p = 0,079$), ce qui est à mettre en lien avec la taille plus faible de l'échantillon lorsque les offres relevant du secteur public sont séparées de celles relevant du secteur privé.

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

3.1. Les écarts entre professions

Les résultats mis en évidence à travers les analyses 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'emploi publiées ?

Deux explications peuvent être avancées. La première est qu'il existe effectivement des différences de comportement des employeurs selon qu'ils recrutent un cadre administratif ou un assistant de gestion. La seconde est qu'il n'existe pas de différence et que les cadres administratifs font aussi l'objet de discriminations, mais que le nombre de tests réalisés s'avère insuffisant pour détecter des écarts significatifs dans les taux de réponse. Alors que des candidatures fictives ont été envoyées en réponse à 284 offres pour les assistants de gestion, il n'a été possible de répondre qu'à 64 offres pour des cadres 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 réponse 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 puissance⁹ 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'emploi. Pour chaque type d'emploi (assistant de gestion versus cadre administratif), un modèle expliquant la probabilité d'avoir un retour positif en fonction de la seule caractéristique d'intérêt du candidat, son sexe et son origine, est estimé. Les résultats sont alors très proches de ceux présentés dans le tableau 6 et les différences de taux de réponse entre les candidats persistent avec l'ajout de variables de contrôle. Le fait que les variables explicatives n'aient pas réellement d'influence sur le phénomène étudié au regard du design expérimental suggère la bonne réalisation du test.

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'échantillon sont retenues : 64, qui est la taille de l'échantillon des offres publiées de cadre administratif, 284, qui est la taille de l'échantillon des offres publiées d'assistant de gestion, et enfin 500, une valeur sensiblement plus élevée correspondant à 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, 5 000 tirages distincts (par taille d'échantillon retenue) sont réalisés. Les résultats pour les réponses à des offres d'emploi publiées sont présentés en figure II.

Pour les assistants de gestion, avec un échantillon de taille 284, la puissance associée à un coefficient de -0,095 (soit très proche du coefficient estimé à -0,093, cf. tableau 6) est exactement égale à 80 %. La taille de l'échantillon des offres

8. Les coefficients obtenus pour l'origine nord-africaine sont très similaires (entre -1,5 % et -2,5 %) et ne sont jamais statistiquement significatifs.

9. 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).

d'emploi d'assistants de gestion était donc suffisante pour pouvoir détecter statistiquement une discrimination de cette ampleur. En revanche, si pour cette même profession, l'échantillon avait été réduit à 64 offres, 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'emploi 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 cadres 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 est au plus égale à 40 % pour un échantillon de taille 500. Avec un échantillon de taille aussi faible que 64 offres d'emploi, la puissance n'excède pas 30 % même pour un effet négatif de l'origine nord-africaine qui serait de $-0,12$. Au final, cette analyse de puissance montre que le nombre d'offres d'emploi publiées de cadres administratifs est trop réduit pour parvenir à détecter un effet statistiquement significatif sous l'hypothèse que l'effet de l'origine soit bien égal à $-0,047$ (ce qui correspond à l'estimation reportée dans le tableau 2). Un tel effet n'aurait d'ailleurs pas davantage été détecté a priori avec un échantillon de taille 284. Compte tenu de la taille limitée de l'échantillon et de la faible puissance statistique, il est ainsi impossible de conclure qu'il existe bien une

différence dans l'intensité de la discrimination suivant l'origine entre les deux professions.

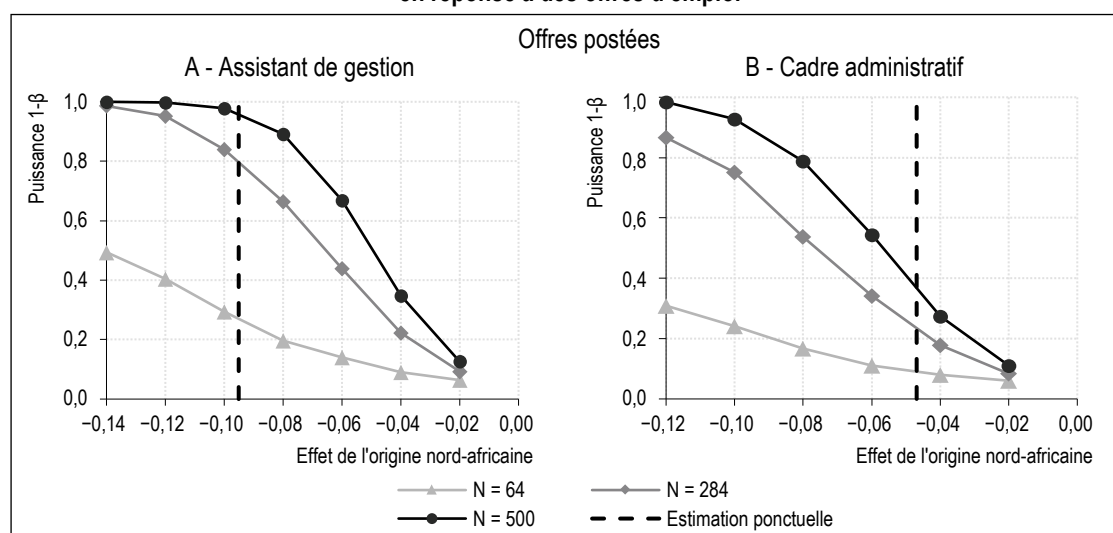
3.2. Les écarts entre offres d'emploi publiées et candidatures spontanées

Une deuxième interrogation à la lecture des résultats concerne les différences observées entre les deux méthodes de test : pourquoi existe-t-il des différences dans l'intensité des discriminations mesurée par des tests en réponse à des offres d'emploi (avec un effet significatif seulement pour les assistants de gestion) et par des tests réalisés à partir de candidatures spontanées (avec un effet non significatif pour les deux professions, assistant de gestion et cadre administratif) ? 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 cadres administratifs. Sans surprise, la réplication de la procédure précédente de calcul de puissance pour les tests par candidatures spontanées indique qu'aucun effet significatif n'est en mesure d'être détecté même en présence d'un échantillon de grande taille¹⁰.

Une différence majeure entre les deux types de test réside dans leur couverture géographique, les départements testés n'étant pas exactement les mêmes dans les deux cas. On peut donc se demander si cette différence de couverture géographique peut jouer un rôle

10. Les résultats correspondants sont présentés dans la figure S-I de l'Annexe en ligne (Lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

Figure II – Puissance estimée pour l'effet d'une origine nord-africaine dans les tests en réponse à des offres d'emploi



Note : calculs de puissance issus de simulations de Monte-Carlo avec 5 000 répliques, à partir d'un modèle linéaire en probabilité estimant le fait de recevoir une réponse positive en réponse à une candidature à une offre d'emploi en fonction de l'origine et du sexe du candidat, avec des écarts-types clustérisés au niveau des offres d'emploi.

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

dans les écarts observés entre les types de test. Le tableau 7 compare les rapports des taux de réponse obtenus entre le candidat de référence et le candidat potentiellement discriminé pour chaque département respectivement pour les offres postées et les candidatures spontanées. Si les effectifs sont certes limités, les résultats mettent en évidence des disparités sur le territoire. Pour les candidatures spontanées, les rapports des taux de réponse les plus faibles sont observés en Seine-Saint-Denis (0,333), dans les Bouches-du-Rhône (0,667), à Paris (0,889) et dans les Hauts-de-Seine (1,000). Pour les offres postées, ce sont les départements de Seine-Saint-Denis (1,000), de Seine-et-Marne (1,000), du Rhône (1,200) et des Bouches-du-Rhône (1,333) qui présentent les valeurs les plus faibles des rapports des taux de réponse.

Pour les candidatures spontanées, les quatre départements où les niveaux de discrimination selon l'origine sont les plus faibles représentent sensiblement plus de la moitié des tests réalisés

(62,2 %, $(13 + 115 + 22 + 26) / 283$). Il est dès possible d'évaluer dans quelle mesure ces départements viennent jouer sur la non-significativité des effets observés de l'origine dans le tableau 6. La figure III présente l'effet de l'origine sur la probabilité d'une réponse positive de l'employeur au fur et à mesure que les départements aux plus faibles rapports de taux de réponse (pour les candidatures spontanées) sont exclus de l'échantillon¹¹. L'écart des taux de succès selon l'origine, qui est une mesure directe des discriminations, devient mécaniquement plus élevé au fil de cette sélection pour les candidatures spontanées. Le coefficient associé à l'origine passe ainsi de -0,021 pour l'ensemble de l'échantillon à -0,093 après exclusion des départements de Seine-Saint-Denis, des Bouches-du-Rhône, de Paris et des Hauts-de-Seine. Surtout, l'effet devient significatif dès lors que sont au moins exclus les deux départements avec les plus faibles rapports des taux de réponse, alors même

11. Les résultats détaillés des régressions sont présentés dans le tableau S-2 de l'Annexe en ligne.

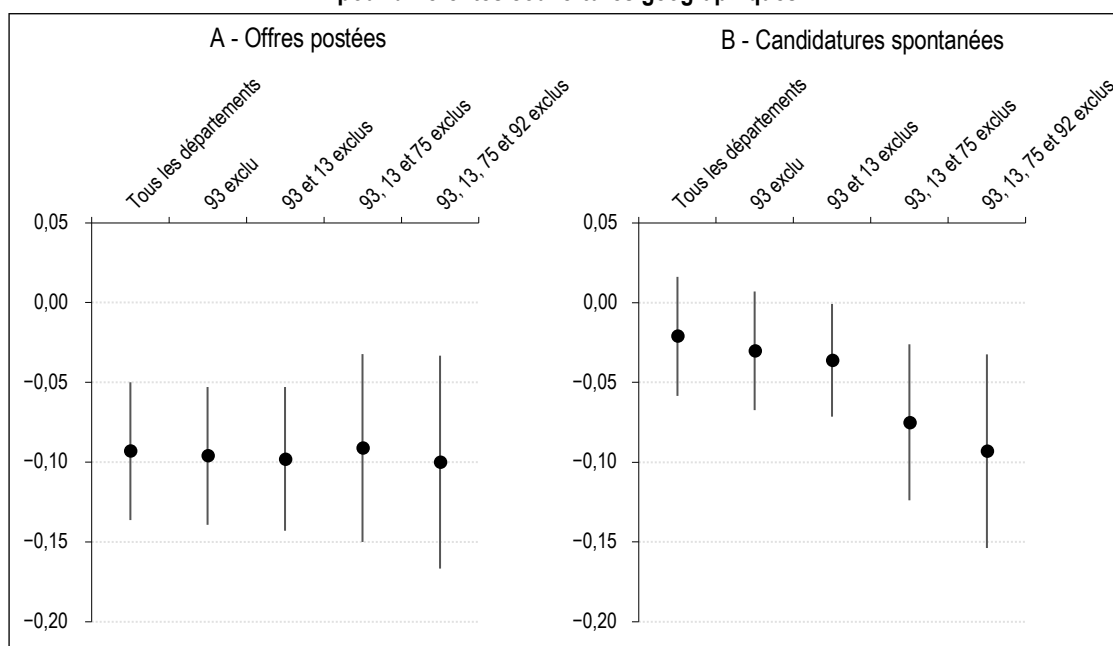
Tableau 7 – Rapport des taux de réponse pour les assistants de gestion selon le département

Département		Réponses à des offres		Candidatures spontanées	
Code	Nom	(1) Nombre d'offres testées	(2) Rapport des taux de réponse (référence vs potentiellement discriminé)	(1) Nombre d'offres testées	(2) Rapport des taux de réponse (référence vs potentiellement discriminé)
6	Alpes-Maritimes				
13	Bouches-du-Rhône	14	1,333	22	0,667
31	Haute-Garonne				
33	Gironde				
34	Hérault			15	1,500
35	Ille-et-Vilaine			18	1,333
38	Isère			7	-
44	Loire-Atlantique	24	3,500		
59	Nord	25	1,500	20	1,667
67	Bas-Rhin			15	-
69	Rhône	43	1,200	32	3,000
75	Paris	89	1,909	115	0,889
77	Seine-et-Marne	10	1,000		
78	Yvelines	9	-		
91	Essonne	8	2,000		
92	Hauts-de-Seine	35	2,000	26	1,000
93	Seine-Saint-Denis	9	1,000	13	0,333
94	Val-de-Marne	10	2,000		
95	Val-d'Oise	8	2,000		

Note : les rapports des taux de réponse (2) indiquent la probabilité qu'un candidat de référence obtienne une réponse positive par rapport à celle d'un candidat potentiellement discriminé.

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

Figure III – Estimation de l'effet d'une origine nord-africaine pour les assistants de gestion, pour différentes couvertures géographiques



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'emploi (réponses à des offres publiées) ou au niveau de l'établissement (candidatures spontanées). Les intervalles de confiance sont au seuil de 95 %.

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

que la taille de l'échantillon diminue progressivement. À l'inverse, la figure III révèle que la modification du périmètre géographique n'a quasiment aucune incidence pour la discrimination mesurée à partir des offres postées : la probabilité qu'un candidat d'origine nord-africaine soit contacté est entre 9 et 10 % plus faible que celle du candidat de référence quels que soient les départements exclus.

Cette analyse autour de possibles différences spatiales délivre au final deux enseignements. En premier lieu, l'absence globale d'effet observé de l'origine pour les candidatures spontanées masque des écarts entre départements. Le fait d'exclure deux départements de l'échantillon (dont Paris, le principal contributeur à l'échantillon) est suffisant pour faire apparaître un effet négatif et significatif de l'origine nord-africaine. En second lieu, l'exclusion de certains départements permet d'obtenir des ordres de grandeur similaires (autour de 10 %) aussi bien pour les candidatures spontanées que les offres publiées¹².

* *

Même si le fait paraît peu conciliable avec les valeurs d'égalité et d'universalité au fondement même du projet universitaire, la présente étude

établit de façon non ambiguë qu'il existe des discriminations à l'embauche en amont du processus de recrutement dans l'enseignement supérieur et de la recherche. Pour la profession d'assistant de gestion, qui fait l'objet du test sur le plus gros échantillon, une origine nord-africaine, signalée par le prénom et le nom des candidats, diminue de 9,3 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 également négatif pour une candidature spontanée, mais de faible intensité et non statistiquement significatif. L'ordre de grandeur de l'effet mesuré 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 les postes plus qualifiés de cadre administratif, pour lesquels l'échantillon est plus restreint. Elle ne met pas non plus en évidence

12. L'analyse ne peut pas réellement être mise en œuvre pour les cadres administratifs, compte tenu des très faibles nombres d'offres ou d'établissements par département. Le tableau A3 en annexe 3 présente les rapports des taux de réponse par département. Pour les candidatures spontanées, le rapport des taux de réponse n'est pas défini pour deux départements et il prend une valeur minimale (égale à 0,500) pour six départements.

un effet significatif du sexe des candidats, testé selon les mêmes procédures que le critère de l'origine. L'absence de pénalité associée au sexe dans l'ESR est également un élément conforme aux résultats de nombreux travaux réalisés sur le champ plus large de l'emploi public (L'Horty, 2016) et privé. Selon un survol récent (L'Horty, 2025), si les pénalités de sexe sont avérées et bien documentées dans les carrières salariales, dans l'emploi privé comme dans l'emploi public, elles n'ont pas un caractère systématique à l'étape du recrutement. Les femmes peuvent être pénalisées dans certains métiers testés (développeur informatique, maçon et électricien, monteur, câbleur, préparateur de commande), avantagées dans d'autres métiers (contrôleurs de gestion, comptable, ingénieur commercial, ingénieur de production, directeur de restaurant), tandis que l'accès à beaucoup de professions semble être neutre au sexe (plombiers, commis de cuisine, agent commercial, employé administratif).

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 cadre administratif testés par des réponses à des offres d'emploi.

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 multicritères, testant simultanément plusieurs professions avec plusieurs méthodes de tests, comme cela a été réalisé dans cette étude. Plusieurs limites doivent pour finir être mentionnées. Tout d'abord, la méthode du test par correspondance 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. Ensuite, la mesure est effectuée à un moment précis du temps, ici entre 2021 et 2022 à la sortie d'une période de Covid et sur un ensemble non-exhaustif des professions du secteur d'activité bien circonscrit qu'est l'enseignement supérieur. Enfin, si les résultats suggèrent la possibilité d'une intensité variable de la discrimination liée à l'origine suivant les départements, le nombre limité d'offres et d'établissements testés ne permet pas d'explorer davantage la dimension géographique. Il serait intéressant d'étudier plus en détail les possibles sources d'hétérogénéité dans les triples dimensions sectorielle, temporelle et géographique. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8743892/ES548_Challe-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, M. L. (2008).** Multiple Inference and Gender Differences in the Effects of Early Intervention: A Reevaluation of the Abecedarian, Perry Preschool, and Early Training Projects. *Journal of the American Statistical Association*, 103(484), 1481–1495. <https://doi.org/10.1198/016214508000000841>
- Bertrand, M. & Duflo, E. (2017).** Chapter 8-Field Experiments on Discrimination. In: A. Banerjee & E. Duflo (Eds.), *Handbook of Economic Field Experiments*, vol. 1, pp. 309–393. North-Holland.
- Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2004).** Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *American Economic Review* 94 (4), 991–1013. <https://doi.org/10.1257/0002828042002561>
- 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*, 1A–23. <https://doi.org/10.1007/s00168-023-01217-2>
- Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2023a).** Cream Skimming and Discrimination in Access to Medical Care: A Field Experiment. *Health Economics*, 32(8), 1868–1883. <https://doi.org/10.1002/hec.4692>
- Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2023b).** Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 3–16. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.541.2104>

- Clarke, D., Romano, J. P. & Wolf, M. (2020).** The Romano–Wolf multiple hypothesis correction in Stata. *The Stata Journal*, 20(4), 812–843. <https://doi.org/10.1177/1536867X20976314>
- Eid, P. (2012).** *Mesurer la discrimination à l'embauche subie par les minorités racisées : résultats d'un testing mené dans le grand Montréal*. Quebec: Commission des droits de la personne et des droits de la jeunesse.
- Jankowski, M., Prokop, C. & Tepe, M. (2020).** Representative Bureaucracy and Public Hiring Preferences: Evidence from a Conjoint Experiment among German Municipal Civil Servants and Private Sector Employees. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 30(4), 596–618. <https://doi.org/10.1093/jopart/muaa012>
- 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. <https://doi.org/10.4000/alterites.441>
- L'Horty, Y. (2025).** Les pénalités de genre à l'épreuve des tests par correspondance. In: F. Combes (Dir.), *Genre et Sciences*. Colloque de rentrée du Collège de France, Odile Jacob.
- Lippens, L., Vermeiren, S. & Baert, S. (2023).** The State of Hiring Discrimination: A Meta-Analysis of (Almost) All Recent Correspondence Experiments. *European Economic Review*, 151, 104315. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2022.104315>
- Midtbøen, A. H. (2016).** Discrimination of the second generation: Evidence from a field experiment in Norway. *Journal of International Migration and Integration*, 17, 253–272. <http://dx.doi.org/10.1007/s12134-014-0406-9>
- Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, MESR (2022).** *État 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, MTFP (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*, 56(3), 799–866. <https://doi.org/10.1257/jel.20161309>
- Pager, D. (2003).** The Mark of a Criminal Record. *American Journal of Sociology*, 108(5), 937–975. <https://doi.org/10.1086/374403>
- Petit, P., Bunel, M. & L'Horty, Y. (2020).** Les discriminations à l'embauche dans la sphère publique : effets respectifs de l'adresse et de l'origine. *Revue économique*, 71(1), 31–56. <https://doi.org/10.3917/reco.711.0031>
- Quillian, L., Pager, D., Hexel, O. & Midtbøen, A. H. (2017).** Meta-analysis of field experiments shows no change in racial discrimination in hiring over time. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(41), 10870–10875. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.1706255114>
- Riach, P. A. & Rich, J. (2002).** Field Experiments of Discrimination in the Market Place. *The Economic Journal*, 112(483), F480–F518. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00080>
- Romano, J. P., Shaikh, A. M. & Wolf, M. (2010).** Hypothesis Testing in Econometrics. *Annual Review of Economics*, 2(1), 75–104. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124342>
- Romano, J. P. & Wolf, M. (2005).** Stepwise Multiple Testing as Formalized Data Snooping. *Econometrica*, 73(4), 1237–1282. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00615.x>
- Villadsen, A. & Wulff, J. (2018).** Is the Public Sector a Fairer Employer? Ethnic Employment Discrimination in the Public and Private Sectors. *Academy of Management Discoveries*, 4(4), 429–448. <https://doi.org/10.5465/amd.2016.0029>
- Viviano, D., Wuthrich, K. & Niehaus, P. (2025).** A model of multiple hypothesis testing. *arXiv*. <https://arxiv.org/abs/2104.13367>
- Westfall, P. H. & Young, S. S. (1993).** *Resampling-Based Multiple Testing: Examples and Methods for p-Value Adjustment*. New York: Wiley.
- Wood, M., Hales, J., Purdon, S., Sejersen, T. & Hayllar, O. (2009).** *A Test for Racial Discrimination in Recruitment Practice in British Cities*. Mimeo, Department for Work and Pensions, Norwich.
- Young, A. (2019).** Channeling Fisher: Randomization Tests and the Statistical Insignificance of Seemingly Significant Experimental Results. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(2), 557–598. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy029>
- Zschirnt, E. & Ruedin, D. (2016).** Ethnic discrimination in hiring decisions: A meta-analysis of correspondence tests 1990–2015. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 42, 1115–1134. <https://doi.org/10.1080/1369183X.2015.1133279>

STATISTIQUES COMPLÉMENTAIRES SUR LES DEUX PROFESSIONS TESTÉES

Tableau A1-1 – Statistiques descriptives sur la profession de cadre administratif (cadre du privé / catégorie A dans la fonction publique)

Caractéristiques	Cadres administratifs (2008-2012)	Cadres administratifs (2013-2016)
Sexe (mode)	Homme	Femme
Nationalité (mode)	Française	Français de naissance, y compris par réintégration
Région de résidence (mode)	Île-de-France	Île-de-France
Âge de fin d'études (moyenne)	22 ans	22 ans
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	Diplômes supérieurs niveau bac+3 et plus autres que licence ou licence professionnelle	Diplômes supérieurs niveau bac+3 et plus autres que licence ou licence professionnelle
Expérience potentielle sur le marché du travail, moyenne (en années)	22	23
Part de femmes (pourcentage)	47,02 %	55,25 %
Nature de l'employeur de la profession principale		
Sans objet (non salariés)	12,11 %	11,63 %
État	0,15%	0,19 %
Collectivités locales, HLM	-	0,43 %
Hôpitaux publics	0,17 %	-
Sécurité sociale	-	0,36 %
Particulier	0,02 %	0,02 %
Entreprise publique (La Poste, EDF-GDF, etc.)	3,91 %	3,26 %
Entreprise privée, association	83,63 %	84,12 %
Statut déclaré des agents de la fonction publique		
Agent titulaire	46,97 %	75,67 %
Contractuel	53,03 %	24,33 %

Note : dans la nomenclature Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS 2003) les codes des professions utilisés pour identifier les cadres administratifs sont les suivants : 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 entreprises.

Champ : actifs occupés ayant terminé leurs études initiales (15-64 ans).

Source : enquête Emploi 2008-2016 (Insee).

Tableau A1-2 – Statistiques descriptives sur la profession d'assistant de gestion (employé du privé / 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)	Île-de-France
Âge de fin d'études (moyenne)	20 ans
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	BTS
Expérience potentielle sur le marché du travail (moyenne)	14 ans
Part de femmes (pourcentage)	95,22%
Nature de l'employeur de la profession principale	
Sans objet (non salariés)	0,14 %
Entreprise privée, association	92,45 %
Entreprise publique (La Poste, EDF-GDF, etc.)	4,84 %



Tableau A1-2 – (suite)

Caractéristiques	Assistant de gestion
État	1,49 %
Collectivités locales, HLM	0,45 %
Hôpitaux publics	0,34 %
Sécurité sociale	0,21 %
Particulier	0,09 %
Statut déclaré des agents de la fonction publique	
Agent titulaire	49,43 %
Contractuel	47,67 %
Stagiaire	2,90 %

Note : dans la nomenclature Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS 2003), le code de la profession utilisé pour identifier les assistants de gestion est le suivant : 461a : Personnel de secrétariat de niveau supérieur, secrétaires de direction (non cadres).

Champ : actifs occupés ayant terminé leurs études initiales (15-64 ans).

Source : enquête Emploi 2013-2016 (Insee).

EXEMPLE DE CANDIDATURES FICTIVES

Nous présentons ci-après un exemple de deux CV de cadres 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**EXPÉRIENCE 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 <u>Beuchat International</u> , Marseille (13).
Déc. 14 à Oct. 17	CONTRÔLEUR 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 <u>Larivière</u> , 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 <u>Cogep</u> , Châtelleraut (86).

QUALIFICATIONS

Juin 2011 :	MASTER 2 PROFESSIONNEL COMPTABILITÉ-CONTRÔLE-AUDIT (UNIVERSITÉ DE POITIERS) Stage de fin d'études de 5 mois en cabinet d'expertise comptable <u>Soregor</u> , Poitiers (86)
Juin 2009 :	LICENCE DE GESTION (UNIVERSITÉ DE POITIERS)
Juin 2008 :	DEUG D'ECONOMIE-GESTION (UNIVERSITÉ DE POITIERS)
Juin 2006 :	BACCALAURÉAT 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.

DISCRIMINATION ET TESTS D'HYPOTHÈSES MULTIPLES

La discussion des effets associés aux variables d'origine et de sexe non modal repose dans le texte sur des tests d'hypothèses simples. Par exemple, pour les assistants de gestion, la présence d'une discrimination selon l'origine est étudiée en testant la validité de l'hypothèse nulle $H_0 : t^{om} = 0$ et celle d'une discrimination selon le sexe en testant la validité de l'hypothèse nulle $H_0 : t^{snm} = 0$. Chaque hypothèse est ici testée indépendamment l'une de l'autre, alors même que la variable dépendante R_{ji} est exprimée en fonction des deux variables t^{om} et t^{snm} .

Une telle approche peut toutefois poser problème en présence d'hypothèses multiples et il existe une littérature économétrique dédiée aux éventuelles corrections à apporter sur la précision des estimateurs dans ce cas (Romano *et al.*, 2010 ; Viviano *et al.*, 2025). Dans un cadre avec une variable de résultat (R_{ji}) et deux traitements (t^{om} , t^{snm}), il y a en fait deux tests d'hypothèses. Supposons que les deux hypothèses nulles soient vraies ($H_0 : t^{om} = 0$ et $H_0 : t^{snm} = 0$). Avec un seuil de 5 %, la probabilité de commettre au moins une erreur de type I (faux positif) est de $1 - 0,95^2 = 0,0975$. Même si les deux hypothèses nulles sont vraies, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle par erreur est de près de 10 %. Cette probabilité passerait à 18,5 % s'il y avait quatre hypothèses nulles et à 40,1 % s'il y avait dix hypothèses nulles testées simultanément. Afin de tenir compte de cette probabilité accrue de faux positifs, différentes méthodes de correction ont été proposées dans la littérature, que ce soit par des corrections simples (de type Bonferroni, qui consiste à tenir compte du nombre de tests effectués), en contrôlant le taux de fausse découverte, ou par des méthodes de rééchantillonnage (Westfall & Young, 1993 ; Romano & Wolf, 2005 ; Anderson, 2008 ; Young, 2019).

La correction Romano-Wolf est appliquée aux données pour connaître la robustesse des résultats à cette existence d'hypothèses multiples. Elle permet de contrôler le taux d'erreur familial (*family-wise error type*), qui correspond à la probabilité de commettre au moins une erreur de type I parmi un ensemble d'hypothèses testées simultanément. La correction utilise des méthodes de rééchantillonnage de type bootstrap. La procédure est décrite en détail par Clarke *et al.* (2020). Pour chaque hypothèse, une statistique de test est calculée et les statistiques de test sont recalculées pour chaque échantillon obtenu par bootstrap, ce qui permet d'estimer la distribution des statistiques de test sous l'hypothèse nulle. Cette correction permet donc de contrôler le taux d'erreur dans les tests d'hypothèses multiples en donnant lieu à des probabilités critiques ajustées, qui tiennent compte de la dépendance entre les statistiques de test.

Les résultats de la correction Romano-Wolf sont décrits dans le tableau A2. Le nombre de tirages retenus pour la procédure bootstrap est de 2 500. La colonne (1) reporte la probabilité critique associée aux coefficients originaux de la régression, la colonne (2) la probabilité critique suite au rééchantillonnage, et enfin la colonne (3) la probabilité critique après la correction suivant la procédure Romano-Wolf. Dans un premier temps (A), la régression porte sur les seules offres postées et se limite aux assistants de gestion, pour lesquelles un effet de l'origine a été détecté. Deux hypothèses sont donc testées simultanément (origine et sexe). Dans un second temps (B), la régression porte sur l'ensemble des offres postées. Les coefficients obtenus pour l'origine et le sexe respectivement pour les cadres administratifs et les assistants de gestion peuvent être obtenus à partir d'une régression unique telle que $\Pr(R_{ji} = 1 | t_{ji}^{om}, t_{ji}^{snm}, CA, AG, X_{ji}) = \gamma_{CA,1} * t_{ji}^{om} * CA + \gamma_{CA,2} * t_{ji}^{snm} * CA + \gamma_{AG,1} * t_{AG,ji}^{om} * AG + \gamma_{AG,2} * t_{ji}^{snm} * AG + X_{CA,ji} \beta_{CA} + X_{AG,ji} \beta_{AG} + \omega_j + \varepsilon_{ji}$. Ce sont alors quatre hypothèses qui sont testées simultanément. Dans un troisième temps (C), une régression unique est estimée en combinant à la fois les offres postées et les candidatures spontanées pour les cadres administratifs et les assistants de gestion : huit hypothèses sont alors testées simultanément. Les probabilités reportées dans le tableau A2 montrent clairement que l'effet négatif de l'origine pour les assistants de gestion répondant à des offres postées reste toujours statistiquement significatif.

Tableau A2 – Probabilités critiques ajustées pour les tests d'hypothèses multiples

Spécification	Prob. critique de la régression	Prob. critique après rééchantillonnage	Prob. critique Romano-Wolf
A. Offres postées, assistants de gestion (852 candidatures, 284 offres)			
Origine nord-africaine	0,0000	0,0008	0,0016
Sexe non modal	0,4565	0,5226	0,5226
B. Offres postées, cadres administratifs et assistants de gestion (1 044 candidatures, 348 offres)			
Origine nord-africaine : cadre administratif	0,3203	0,3071	0,7045
Sexe non modal : cadre administratif	0,3197	0,3419	0,7045
Origine nord-africaine : assistant de gestion	0,0000	0,0004	0,0012
Sexe non modal : assistant de gestion	0,4553	0,5138	0,7045
C. Offres postées et candidatures spontanées, cadres administratifs et assistants de gestion (2 748 candidatures, 916 offres)			
Offres postées			
Origine nord-africaine : cadre administratif	0,3755	0,2767	0,8745
Sexe non modal : cadre administratif	0,3749	0,3327	0,8745
Origine nord-africaine : assistant de gestion	0,0002	0,0004	0,0004
Sexe non modal : assistant de gestion	0,5056	0,4922	0,8745
Candidatures spontanées			
Origine nord-africaine : cadre administratif	0,5757	0,4006	0,8745
Sexe non modal : cadre administratif	0,6783	0,5118	0,8745
Origine nord-africaine : assistant de gestion	0,4023	0,2903	0,8745
Sexe non modal : assistant de gestion	0,7832	0,7345	0,8745
Source : test DESPERADO-ES (TEPP-CNRS).			

Partir ou rester ? La mobilité des diplômés à l'épreuve des dynamiques économiques locales

Should I Stay or Should I Go? Graduate Mobility and Local Economic Dynamics

Bastien Bernela*, Liliane Bonnal**, Inès Touré* et Ahmed Tritah***

Résumé – Cet article analyse l'effet de l'origine sociale et territoriale sur les choix de mobilité géographique des jeunes. L'objectif est d'évaluer dans quelle mesure les dynamiques économiques locales influencent la mobilité à l'entrée dans l'enseignement supérieur et à l'entrée sur le marché du travail, et de voir si cet effet varie selon l'origine sociale. Nous mobilisons l'enquête Génération 2017 du Céreq pour caractériser les trajectoires individuelles de mobilité, complétée par les enquêtes Emploi de l'Insee pour décrire le contexte local d'emploi. Les résultats montrent qu'une conjoncture économique locale favorable, mesurée par un indice captant les chocs de demande de travail, freine la mobilité post-baccalauréat, mais n'a que peu voire pas d'effet repérable au moment de l'insertion professionnelle. Ces effets sont modulés par l'origine sociale : les jeunes ayant au moins un parent cadre sont un peu plus réactifs aux conditions économiques locales à l'entrée sur le marché du travail.

Abstract – The present article analyses the effect of social and territorial origin on geographic mobility choices of young people. The objective is to assess the extent to which local economic dynamics influence mobility at entry into higher education and the labour market, and to examine whether this effect varies according to social background. The 2017 Generation survey from Céreq is used to characterise individual mobility trajectories, supplemented with INSEE's Labour Force surveys to provide a description of the local employment context. The results show that a favourable local economic situation, measured by an index capturing labour demand shocks, reduces post-baccalaureate mobility; however, it has little or no discernible effect at the time of labour market entry. These effects are tempered by social background factors: young people with at least one parent employed at executive level are slightly more responsive to local economic conditions when joining the labour market.

JEL : C35, J24, R23

Mots-clés : mobilité spatiale, diplômés, indice de Bartik, dynamique économique locale, origine sociale

Keywords: spatial mobility, graduates, Bartik index, local economic dynamics, social background

* Université de Poitiers, LEP ; ** Université de Poitiers, LEP, TSE-R ; *** Université de Poitiers, LEP, UM6P.

Correspondance : inestoure23@gmail.com

Nous remercions le Centre d'études et de recherches sur l'emploi et les qualifications (Céreq) pour la mise à disposition des données dans le cadre du groupe d'exploitation de la génération 2017, les participants au colloque annuel de la Fédération Théorie et Évaluation des Politiques Publiques (TEPP) de 2023 ainsi que les rapporteurs de la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics* pour leurs précieux conseils. Cette recherche a bénéficié d'un soutien du programme Horizon Europe de la commission européenne « Skill partnerships for sustainable and just migration patterns » (Skills4Justice) Horizon-CL2-2023-TRANS FORMATIONS-01-03 No. 101132435.

Reçu en janvier 2024, accepté en juillet 2025.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation : Bernela, B., Bonnal, L., Touré, I. & Tritah, A. (2025). Should I Stay or Should I Go? Graduate Mobility and Local Economic Dynamics. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 548, 27–50. doi: 10.24187/ecostat.2025.548.2140

La mobilité géographique suscite un intérêt croissant en économie du travail et de l'éducation, en raison de son rôle dans la réallocation des ressources à l'échelle macroéconomique et dans l'accès aux études et à l'emploi à l'échelle microéconomique. Cet article porte sur la mobilité spatiale. Celle-ci se distingue d'autres formes de mobilité (sociale, sectorielle ou professionnelle) et se mesure généralement par le franchissement de frontières administratives (communes, départements, régions), que ce soit de façon temporaire ou via un changement de résidence durable (Caro, 2011).

La littérature sur les déterminants de la mobilité géographique, notamment celle des jeunes en recherche de formation ou des diplômés entrant sur le marché du travail, est abondante (Diamond, 2016 ; Kidd *et al.*, 2017 ; Blanchard *et al.*, 2021 ; Dupray, 2023). Parmi ces déterminants, la répartition de l'offre de formation et des opportunités d'emploi, ainsi que les contraintes économiques et sociales des individus, occupent une place centrale. La mobilité peut être motivée par la recherche d'un cursus universitaire spécifique, d'un meilleur emploi ou de meilleures perspectives de carrière¹.

Les mobilités individuelles s'inscrivent dans un marché du travail en constante évolution. En France, environ 10 000 emplois sont créés, et autant sont détruits, chaque jour, sous l'effet combiné des mutations technologiques, de la mondialisation ou de l'évolution des compétences attendues par les entreprises (Cahuc & Zylberberg, 2015). Ces dynamiques varient selon les périodes, mais aussi selon les territoires, en raison notamment de la structure sectorielle locale de l'emploi. Depuis la crise de 2008, la croissance de l'emploi s'est révélée particulièrement hétérogène entre les régions françaises (Cabannes, 2014). Ces disparités territoriales dans la création et la destruction d'emplois redéfinissent les opportunités locales, et peuvent ainsi influencer les décisions de mobilité des jeunes au moment des choix d'orientation ou d'insertion professionnelle.

Dans cet article, nous articulons ces deux dimensions centrales, la mobilité géographique et la conjoncture locale du marché du travail, et analysons les trajectoires spatiales des bacheliers. L'objectif est d'identifier l'effet de la situation économique du territoire d'origine et de l'origine sociale des individus sur deux étapes charnières de l'insertion socioéconomique des jeunes : (i) la mobilité à l'entrée dans l'enseignement supérieur, et (ii) la mobilité à l'insertion professionnelle, une fois les études terminées.

À l'échelle individuelle, ces choix de mobilité façonnent les trajectoires professionnelles et peuvent produire des effets différenciés selon le milieu social, contribuant ainsi à réduire ou accentuer les inégalités d'accès à l'éducation et à l'emploi. À l'échelle agrégée, les chocs locaux sur le marché du travail influencent la répartition des investissements en capital humain et, in fine, celle de l'emploi qualifié, participant aux dynamiques de divergence territoriale.

L'originalité de cette étude repose sur l'utilisation d'un indice de Bartik (Bartik, 1991), également connu sous le nom d'indice *shift-share*, que nous adaptons en corrigeant sa composante tendancielle afin d'isoler les chocs conjoncturels de demande de travail locale et d'en examiner l'effet sur les mobilités d'études et d'insertion professionnelle. Bien que cet indice ait connu une large diffusion ces dernières années dans l'analyse de nombreux phénomènes économiques (Goldsmith-Pinkham *et al.*, 2020 ; Borusyak *et al.*, 2022), son application aux décisions de mobilité résidentielle des jeunes diplômés constitue, à notre connaissance, une approche encore inexplorée. Par ailleurs, la correction tendancielle que nous proposons pour ne retenir que les variations conjoncturelles locales constituent un second apport méthodologique original au regard de la littérature existante.

Sur le plan empirique, nous exploitons l'enquête Génération 2017 du Céreq², qui suit jusqu'en 2020 une cohorte de jeunes ayant quitté le système éducatif en 2017. Cette enquête permet de retracer la localisation géographique des individus à chaque étape de leur parcours, ce qui nous autorise à identifier les mobilités résidentielles de court terme, à l'entrée dans l'enseignement supérieur et à l'entrée sur le marché du travail.

En parallèle, nous construisons un indice de Bartik à partir des données des enquêtes Emploi de l'Insee, afin de mesurer l'exposition des individus aux chocs conjoncturels locaux dans leur département d'origine. Deux indices sont distingués, correspondant aux périodes précédant les décisions de mobilité : l'un avant l'obtention du baccalauréat (mobilité d'études), l'autre avant la fin des études supérieures (mobilité d'insertion).

1. À l'échelle microéconomique, les jeunes diplômés considèrent souvent la mobilité comme un levier d'amélioration de leur insertion professionnelle et, plus largement, de leur bien-être (Sjaastad, 1962 ; Dahl, 2002 ; Faggian & McCann, 2009 ; Notowidigdo, 2020).

2. Centre d'études et de recherches sur les qualifications : www.cereq.fr.

D'un point de vue théorique, et à la lumière des travaux existants, on peut s'attendre à ce que des facteurs observables – tels que le niveau d'études, l'origine sociale ou la recherche de conditions locales favorables – ainsi que des facteurs inobservables, comme par exemple l'aversion au risque, influencent la mobilité d'études et la mobilité d'insertion (Kidd *et al.*, 2017 ; Bernela & Bonnal, 2022 ; Dupray, 2023). Dans ce cadre, nous estimons un modèle de probabilité linéaire pour chacune de ces décisions, afin d'en identifier les déterminants. Nos résultats indiquent que la conjoncture économique locale, mesurée par l'indice de Bartik, influence différemment les deux types de mobilité. Son effet sur la mobilité d'études est robuste, négatif et statistiquement significatif, avant comme après contrôle des caractéristiques individuelles et territoriales. En revanche, l'effet sur la mobilité d'insertion ne devient significatif qu'après introduction de l'ensemble des variables de contrôle, et s'amplifie lorsque l'on exclut les mobilités de retour vers le territoire d'origine (défini par le lieu d'obtention du baccalauréat).

Nous mettons également en évidence des effets différenciés des chocs conjoncturels sur la mobilité selon le genre et l'origine sociale des individus, mesurée à travers la catégorie socioprofessionnelle et l'origine migratoire des parents. La mobilité au moment de l'orientation vers l'enseignement supérieur apparaît plus sensible aux conditions économiques locales, et ce quel que soit le genre. En revanche, seuls les jeunes issus de milieux favorisés – définis comme ayant au moins un parent cadre et aucun parent immigré – ajustent leur mobilité en fonction de la conjoncture. Cette capacité différenciée à réagir aux dynamiques économiques locales constitue un vecteur d'inégalités : les jeunes de milieux moins favorisés, contraints dans leurs choix de mobilité, sont moins à même de saisir les opportunités territoriales, ce qui peut freiner leur insertion professionnelle. Dans la mesure où les mobilités d'études et d'insertion sont corrélées à des gains salariaux potentiels, cette asymétrie peut contribuer à la reproduction des inégalités intergénérationnelles.

L'étude est structurée comme suit. La section 1 replace notre question de recherche dans la littérature existante. La section 2 présente les données mobilisées, détaille notre adaptation de l'indice de Bartik à l'analyse des mobilités des jeunes diplômés, et propose quelques faits stylisés sur les mobilités d'études et d'insertion. La section 3 introduit les premiers résultats descriptifs. La section 4 décrit la spécification

économétrique retenue et en présente les principaux résultats. Enfin, les implications des résultats sont discutées en conclusion.

1. Mobilité géographique des bacheliers et contexte économique local

Parmi les moteurs du développement économique local, la capacité d'un territoire – et de ses établissements d'enseignement supérieur – à attirer et à retenir les individus les plus diplômés est devenue une préoccupation centrale et déterminante pour son positionnement économique à l'échelle nationale (Faggian & McCann, 2009 ; Poirot & Gérardin, 2010 ; Dotti *et al.*, 2013 ; Ciriaci, 2014). Dans le cadre économique standard, la mobilité d'études ou d'insertion est assimilée à un investissement permettant de maximiser les revenus potentiels (et plus généralement l'utilité) au cours d'une carrière (Sjaastad, 1962 ; Dahl, 2002 ; Kennan & Walker, 2011). Les choix de mobilité des individus visent à accroître leur utilité en considérant divers facteurs tels que les opportunités d'emploi, les niveaux de salaire, le coût de la vie, les conditions de logement, les opportunités éducatives, les services publics disponibles et la qualité de vie dans un territoire donné.

La décision de migrer à des fins éducatives peut dépendre de la disponibilité et de la qualité des opportunités d'éducation locales. Plus la recherche universitaire et l'enseignement dans la région d'origine sont diversifiés et de qualité, plus les étudiants sont susceptibles d'y poursuivre leurs études (Caro, 2011 ; Dotti *et al.*, 2013 ; Ciriaci, 2014). Également, on constate moins de mobilité lorsque l'offre de formation est abondante (Insee, 2020). Cette décision peut également être influencée par les conditions économiques locales, car elles affectent la capacité des individus – en particulier des parents – à financer les études de leurs enfants en dehors de leur département de résidence. Les bacheliers, ne pouvant assumer seuls les coûts liés à leur mobilité étudiante, dépendent largement du soutien parental. Cela rejoint l'idée selon laquelle l'accès aux ressources pendant l'enfance et l'adolescence est un facteur prédictif causal important des résultats à l'âge adulte (Black & Devereux, 2011). La littérature récente a montré que même des chocs légers affectant les parents et leurs ressources (tels que des chocs sur le revenu ou la santé des parents) peuvent avoir des conséquences considérables tout au long de la vie (Almond *et al.*, 2018).

La décision de migrer à des fins d'insertion professionnelle peut être influencée par les

conditions locales et les frictions sur les marchés du travail et du logement. Les changements structurels comme les avancées technologiques, la mondialisation, les fluctuations économiques et les changements démographiques modifient la nature du travail et les compétences demandées, créant des déséquilibres économiques entre les régions (Diamond, 2016 ; Verdugo & Allègre, 2020 ; Amior, 2024). Ces déséquilibres incitent les individus les plus diplômés à migrer des régions économiquement défavorisées vers des régions plus prospères (Berry & Glaeser, 2005 ; Chen & Rosenthal, 2008 ; Moretti, 2011). Les personnes les plus éduquées ont ainsi tendance à s'installer dans les régions bénéficiant d'une situation économique relativement favorable. Notowidigdo (2020) montre que, face à une diminution de la demande de travail, l'immobilité relative des moins diplômés est partiellement compensée par la baisse des loyers et l'augmentation des transferts sociaux. Également, un choc augmentant la productivité d'une ville, attire les travailleurs qualifiés et augmente leur salaire réel. Cependant, il diminue celui des travailleurs moins qualifiés n'ayant pas effectué de mobilité (hausse des prix du logement) (Moretti, 2013). Mitze (2019) observe que les disparités sur le marché du travail local ont un effet sur les taux de migration nets régionaux (en particulier durant la crise économique de 2008). Plusieurs études montrent ainsi une relation positive entre la migration répétée et les rendements sur le marché du travail (Faggian & McCann, 2009 ; Kidd *et al.*, 2017 ; Faggian *et al.*, 2017). Toutefois, une part significative des mobilités d'insertion constitue en réalité des mobilités de retour suite à une mobilité d'études (Crescenzi *et al.*, 2017 ; Bernela & Bonnal, 2022). Ce phénomène tend à démontrer que les mobilités ne sont pas toutes motivées par une logique de capital humain et font parfois intervenir des paramètres plus personnels, d'attachement au territoire ou d'ancrage relationnel (Magrini, 2007 ; Bernela & Bertrand, 2018).

Bien qu'il existe a priori une corrélation positive entre mobilité géographique et rendements sur le marché du travail, ceux-ci varient en fonction du genre et de la distance parcourue. Les rendements de la mobilité décroissent avec la distance parcourue pour les hommes tandis que pour les femmes, les rendements professionnels augmentent avec la mobilité et le niveau de diplôme (Lemistre & Moreau, 2009 ; Lemistre & Magrini, 2010). L'environnement social et territorial d'origine peut également influencer sur la décision de migrer. Par exemple, les jeunes issus de zones urbaines sensibles sont moins

mobiles, tandis que ceux dans le périurbain le sont davantage, mais dans un rayon plus restreint (Bernela & Bonnal, 2022 ; Dupray & Vignale, 2022). En effet, au-delà des effets des disparités géographiques, les choix d'orientation diffèrent selon l'origine sociale de l'étudiant. L'origine sociale joue sur les résultats scolaires, la série de baccalauréat ou la mention obtenue, la connaissance des filières postbac et les aspirations des jeunes (Insee, 2020).

La mobilité peut également contribuer à augmenter les inégalités existantes. Par exemple, les femmes et les jeunes diplômés (entre 20 et 35 ans) sont plus susceptibles de se déplacer vers des zones touchées par des chocs positifs de demande de travail ou des zones économiquement plus prospères (Verdugo & Allègre, 2020 ; Chen & Rosenthal, 2008). De plus, la préférence pour la qualité de vie et les commodités de la région de destination joue également un rôle important dans ces déplacements (Dahl, 2002 ; Chen & Rosenthal, 2008). Par ailleurs, il peut exister une inadéquation entre les zones où l'offre d'emploi est plus présente et les zones où résident les principaux demandeurs d'emploi. Ces derniers sont éloignés des opportunités d'emploi car ils font généralement face à des contraintes telles que des coûts de déplacement élevés ou une efficacité limitée dans la recherche d'emploi (Gobillon *et al.*, 2007)³.

Nous apportons une contribution à la littérature existante en mobilisant un indicateur mesurant la dynamique locale de l'emploi au moment de l'orientation dans le supérieur puis à l'entrée sur le marché du travail : on mesure ainsi l'effet des conditions économiques territoriales sur la localisation des investissements en capital humain et de l'emploi qualifié en début de carrière à travers les territoires. On étudie également la sensibilité de cet effet selon l'origine sociale des individus.

2. Données mobilisées

2.1. Caractériser la mobilité géographique

Afin d'étudier la mobilité d'études et d'insertion des bacheliers et des diplômés du supérieur, nous mobilisons les données de l'enquête Génération 2017 du Céreq. Cette enquête, largement utilisée en économie du travail et de l'éducation, fournit de nombreuses informations sur les caractéristiques des individus à différents moments de leur parcours (en sixième, au moment du

3. La théorie du spatial mismatch (inadéquation spatiale), formulée la première fois par Kain (1968), est basée sur l'idée que la distance spatiale entre les quartiers où vivent les classes populaires et ceux où se situent les emplois qualifiés contribue à accentuer les inégalités sociales (Dugué *et al.*, 2009).

baccalauréat, à la fin des études et à la date d'enquête). Elle détaille sur trois années la situation professionnelle des individus après la sortie du système scolaire.

L'enquête porte sur un échantillon d'environ 25 000 individus, représentatif de l'ensemble des sortants du système éducatif en 2017. Après avoir écarté les individus en reprise d'études et sélectionné uniquement ceux ayant au moins le baccalauréat, notre échantillon final compte 15 519 individus⁴. Notons que, si tous les individus de l'échantillon sortent du système éducatif la même année (2017), la date d'entrée dans l'enseignement supérieur varie de 2008 à 2016 – pour les individus concernés – compte tenu de l'hétérogénéité des niveaux de sortie. La population regroupe ainsi cinq niveaux de diplôme :

- Bac (général, technologique ou professionnel), les étudiants n'ayant pas validé de formation supérieure ont pour plus haut niveau de diplôme le bac (43 %) ;
- Bac+2, les diplômés d'un brevet de technicien supérieur (BTS), d'un diplôme universitaire de technologie (DUT) ou d'un diplôme sanitaire et social en 2 ans (19,6 %) ;
- Bac+3, les diplômés de licence à l'université ou titulaire d'un diplôme de niveau bac+3 ou bac+4 (ex. : bachelor d'une école de commerce) (13 %) ;
- Bac+5, les diplômés d'un master à l'université ou d'une école d'ingénieur ou de commerce (23,9 %) ;
- Bac+8, les titulaires d'un doctorat (0,5 %).

Afin de caractériser les situations individuelles, nous mobilisons quelques variables socio-démographiques recueillies dans l'enquête Génération : la catégorie socioprofessionnelle et le pays de naissance des parents pour cerner l'origine sociale et migratoire des individus, le genre, l'âge, le type et la mention au bac, etc. Les principales statistiques descriptives de l'échantillon utilisé sont données en annexe, aux tableaux A1-1 et A1-2.

Nous définissons deux types de mobilité⁵ : la mobilité d'études comme le fait de terminer ses études dans un département différent de celui d'obtention du baccalauréat, et la mobilité d'insertion comme le fait de terminer ses études dans un département différent de celui où l'on réside trois ans plus tard⁶. Cette distinction entre deux stades de la trajectoire permet de mieux caractériser les comportements de mobilité, qui peuvent varier selon l'objectif au moment

de la mobilité et les préférences individuelles (Combes & Gobillon, 2015 ; Bernela & Bonnal, 2022 ; Dupray & Vignale, 2022 ; Dupray, 2023).

Sur l'ensemble de notre échantillon, nous observons que *i)* 23,5 % des individus changent de département de résidence entre le moment où ils obtiennent le baccalauréat et celui de fin de leurs études, et *ii)* 31,5 % des individus changent de département entre la fin de leurs études (2017) et la date de l'enquête (2020). La figure 1 illustre la géographie départementale des sorties pour mobilité d'études et mobilité d'insertion en France métropolitaine. Les taux de mobilité d'études varient entre 9 % dans le département du Val-de-Marne et 61 % en Lozère. Les départements caractérisés par d'importants flux sortants de jeunes bacheliers ne sont pas concentrés sur une zone territoriale particulière (à partir du 3^e quartile). Nous notons quand même quelques pics dans le sud du pays, notamment en Dordogne et en Corse-du-Sud. En ce qui concerne les mobilités d'insertion entre la fin des études et l'enquête réalisée trois ans après, la valeur la plus faible du taux de mobilité est de 11 %, rencontrée en Haute-Savoie, tandis que la valeur la plus élevée, de 60 %, est rencontrée dans la Creuse. Les flux sortants de jeunes diplômés du supérieur semblent plus élevés dans le centre et le quart sud-est pays.

2.2. Caractériser la dynamique économique territoriale

La conjoncture nationale se traduit localement par des dynamiques d'emploi très hétérogènes selon les territoires, en raison notamment de leurs spécialisations sectorielles. Ces écarts, tels qu'ils sont perçus et vécus par les individus, peuvent influencer fortement les décisions de mobilité géographique, en particulier à des moments décisifs comme l'entrée dans l'enseignement supérieur ou l'insertion professionnelle.

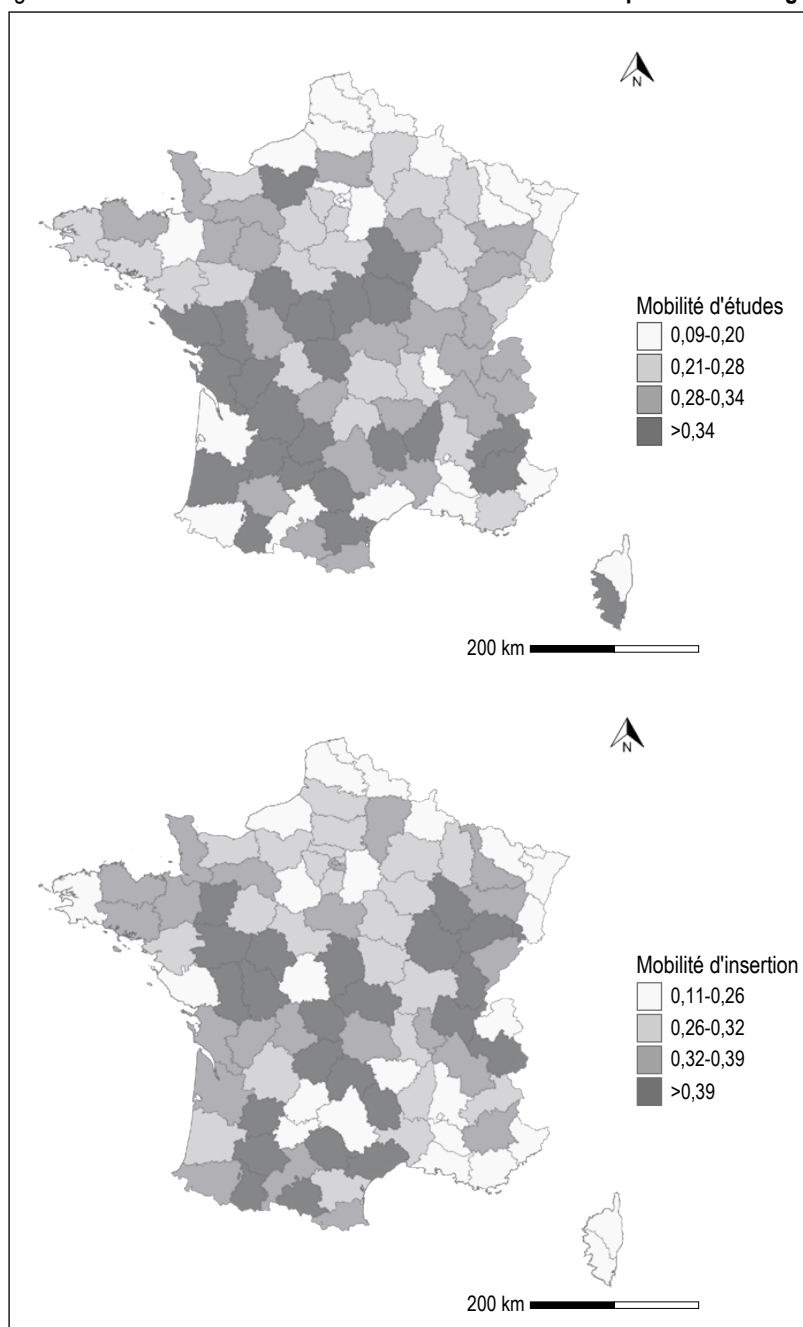
Pour quantifier l'exposition des individus à ces chocs conjoncturels locaux de demande de travail, nous mobilisons l'indice de Bartik (Bartik, 1991), également connu sous le nom

4. Cet échantillon est représentatif de 439 732 individus en appliquant une pondération construite dans le cadre de l'enquête Génération : dans l'ensemble des statistiques descriptives et des analyses économétriques, nous ferons l'usage de la pondération. Celle-ci sera normalisée pour les estimations afin de ne pas biaiser les calculs de significativité.

5. Les combiner amène à cinq profils que nous détaillerons dans le cadre des statistiques descriptives (cf. tableau 1) : aucune mobilité (non/non) / mobilité d'études seulement (oui/non) / mobilité d'insertion seulement (non/oui) / mobilité d'études et d'insertion sans retour (oui/oui) / mobilité d'études et d'insertion avec retour (oui/oui).

6. Nous avons retenu l'échelle départementale pour l'analyse empirique : les effectifs observés à une échelle plus fine (communes, intercommunalités ou zones d'emploi) sont trop faibles pour de nombreuses unités géographiques. L'échelle départementale est satisfaisante au regard de la géographie de l'enseignement supérieur en France.

Figure I – Mobilité d'études et mobilité d'insertion selon le département d'origine



Lecture : les départements sont classés en 4 quartiles. Dans le quart des départements présentant les taux de mobilité d'études les plus élevés (zones les plus foncées), entre 34 et 61 % des bacheliers ont quitté le département pour poursuivre leurs études. Dans le quart des départements où le pourcentage de diplômés changeant de département entre la fin des études en 2017 et 2020 est le plus élevé, il se situe entre 39 % et 60 %.
Champ : primo-sortants du système éducatif français en 2017, avec au moins un baccalauréat.
Source : enquête Génération 2017, Cereq, calculs des auteurs en utilisant les pondérations.

d'indice *shift-share*. Cet indice permet d'isoler la part exogène de la variation de l'emploi local, attribuable à deux composantes : la structure sectorielle initiale d'un territoire et les évolutions de l'emploi par secteur observées au niveau national (Blanchard & Katz, 1992 ; Borusyak *et al.*, 2022). Il mesure ainsi la croissance de l'emploi qu'un territoire aurait connue s'il avait simplement suivi les tendances sectorielles nationales. Il s'agit donc d'une mesure de la

croissance prévisible de l'emploi local, compte tenu de la conjoncture agrégée et des caractéristiques économiques initiales locales.

Parce qu'il repose sur des chocs sectoriels nationaux supposés extérieurs aux dynamiques locales, l'indice de Bartik est généralement considéré comme exogène vis-à-vis de l'offre de travail locale. Cette propriété en fait un outil privilégié pour l'identification causale dans de

nombreux travaux empiriques. Il a ainsi été utilisé pour étudier l'impact de l'immigration sur l'emploi local (Card, 2001), de la concurrence étrangère (Autor *et al.*, 2013), de l'automatisation (Acemoglu & Restrepo, 2020) ou encore de la croissance démographique sur l'offre de logement social (Verdugo, 2011). En France, Frocrain & Giraud (2018) ont mobilisé cet indice pour instrumenter les variations d'emploi dans les secteurs exposés à la concurrence internationale, afin d'estimer leur effet multiplicateur sur les secteurs abrités⁷.

Ce succès empirique s'est accompagné d'un renouveau méthodologique visant à préciser les conditions de validité de l'indice comme instrument. Des travaux récents, notamment ceux de Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) et Borusyak *et al.* (2022), ont souligné l'importance d'hypothèses telles que la stabilité de la structure sectorielle locale, l'absence d'ajustement endogène à court terme, ou encore l'exogénéité des chocs nationaux aux caractéristiques locales. Ces contributions ont permis de mieux encadrer l'utilisation de l'indice dans les approches quasi-expérimentales.

Dans notre étude, nous adaptons l'indice de Bartik pour capter plus finement la conjoncture locale susceptible d'influencer les décisions de mobilité des jeunes diplômés. Nous revisitons sa construction afin de nous concentrer sur les fluctuations conjoncturelles, par définition difficiles à anticiper, qui pourraient affecter les choix de localisation scolaire ou professionnelle à court terme. Plus précisément, nous corrigeons les évolutions sectorielles de l'emploi de leur tendance de long terme. Pour chaque secteur, nous estimons une trajectoire tendancielle à partir de données historiques, que nous utilisons pour distinguer la composante structurelle attendue de la composante conjoncturelle inattendue. Cette dernière – définie comme l'écart entre la croissance observée et sa tendance – reflète les véritables chocs conjoncturels.

Cette correction permet de renforcer le caractère exogène de l'indice en éliminant la composante structurelle de l'évolution locale de l'emploi qui pourrait être anticipée par les individus ou corrélée aux caractéristiques locales inobservables. En nous concentrant uniquement sur les écarts transitoires à la trajectoire structurelle, nous réduisons le risque d'endogénéité lié aux choix anticipatoires d'investissement en capital humain ou de migration.

Nous pouvons ainsi construire un indice de Bartik conjoncturel pour chaque département,

qui capte l'exposition prévisible d'un département aux chocs sectoriels agrégés récents, compte tenu de sa structure sectorielle initiale. Un indice élevé reflète une spécialisation dans des secteurs nationaux conjoncturellement dynamiques, tandis qu'un indice faible signale une exposition à des secteurs conjoncturellement en déclin ou stagnants.

Pour mettre en œuvre cette méthode, nous mobilisons les enquêtes Emploi de l'Insee sur la période 2005-2017. Ces données fournissent des informations détaillées sur le secteur d'activité et le lieu de travail (au niveau départemental) des actifs occupés, permettant ainsi de reconstituer à la fois la structure sectorielle départementale et l'évolution nationale de l'emploi par secteur. Considérons une économie composée de D territoires (départements), notés d , chacun caractérisé par une structure productive en J secteurs d'activité, notés j . On note $E_{d,j,t}$ l'emploi dans le secteur j du territoire d à la date t , $E_{j,t}$ l'emploi total dans le secteur j au niveau national à la date t , et $E_{d,t}$ l'emploi total du territoire d à la date t .

Afin d'isoler les chocs conjoncturels sectoriels des tendances structurelles sectorielles, nous estimons, pour chaque secteur j , une tendance de long terme à partir d'une régression linéaire de l'emploi national sur le temps :

$$E_{j,t} = \alpha_j + \beta_j t + \varepsilon_{j,t}.$$

La composante tendancielle estimée est notée :

$$\widehat{E}_{j,t} = \widehat{\alpha}_j + \widehat{\beta}_j t.$$

Nous calculons ensuite le taux de croissance observé et sa composante tendancielle sur une fenêtre glissante de trois ans :

$$\Delta E_{j,t} = \frac{E_{j,t} - E_{j,t-3}}{E_{j,t-3}}, \quad \Delta \widehat{E}_{j,t} = \frac{\widehat{E}_{j,t} - \widehat{E}_{j,t-3}}{\widehat{E}_{j,t-3}}.$$

Le choc conjoncturel sectoriel pur est défini comme l'écart entre la croissance observée et sa tendance :

$$\Delta G_{j,t} = \Delta E_{j,t} - \Delta \widehat{E}_{j,t}.$$

Cette correction permet de neutraliser les évolutions structurelles propres à chaque secteur, afin de ne retenir que les fluctuations transitoires, difficilement anticipables et, a priori, plus plausiblement exogènes. L'indice de Bartik ainsi adapté mesure l'exposition d'un territoire aux chocs conjoncturels sectoriels, pondérés par la structure de son emploi initial.

7. Les secteurs exposés produisent des biens ou services échangeables et sont en concurrence avec des emplois étrangers, tandis que les secteurs abrités répondent exclusivement à la demande intérieure (Frocrain & Giraud, 2016).

Il s'écrit :

$$\text{Bartik}_{d,t} = \sum_{j=1}^J S_{d,j,t_0} \times \Delta G_{j,t}$$

où $S_{d,j,t_0} = 100 \times \frac{E_{d,j,t_0}}{E_{d,t_0}}$ correspond à la part en pourcentage de l'emploi local dans le secteur j à la date de référence t_0 .

Les périodes de calcul de l'indice varient selon le type de mobilité étudié.

- Mobilité d'études : la période considérée correspond aux trois années précédant l'obtention du baccalauréat. Elle est définie individuellement, en fonction de l'année d'obtention du baccalauréat, et correspond aux années de lycée – moment où la conjoncture locale peut influencer les décisions d'orientation dans le supérieur.

- Mobilité d'insertion : la période retenue est commune à l'ensemble de la cohorte, allant de 2014 à 2017. Cette période correspond aux trois dernières années de formation, durant lesquelles les individus peuvent anticiper leur insertion professionnelle.

Ce recul de trois ans nous paraît approprié pour capter l'effet de l'environnement économique local sur des décisions de localisation de court terme. Des tests avec des fenêtres plus longues n'ont pas modifié significativement les résultats, indiquant une relative stabilité des spécialisations sectorielles régionales⁸.

L'indice est exprimé en pourcentage. Il mesure, pour chaque territoire, la croissance prédite de l'emploi liée aux seuls chocs conjoncturels sectoriels nationaux, compte tenu de sa spécialisation initiale. Selon les départements, l'indice associé à la mobilité d'études varie entre -8 et 4,74, avec un écart-type de 2,10 (calculé au niveau de l'échantillon d'individus), tandis que celui associé à la mobilité d'insertion s'étend de -3,46 à 4,74, avec un écart-type de 1,91.

À structure sectorielle donnée, une valeur élevée de l'indice reflète une exposition favorable aux dynamiques sectorielles nationales (territoires dits dynamiques), tandis qu'une valeur faible signale une conjoncture locale défavorable (territoires dits peu dynamiques).

L'indice ainsi construit présente peu de corrélation avec d'autres caractéristiques territoriales : il est faiblement corrélé au nombre moyen d'années d'études dans le département (voir figure A1-I en annexe) et non significativement lié à l'offre locale de formation (figure A1-II en annexe).

La figure II présente la géographie de l'indice de Bartik calculé pour 2014-2017, la période précédant l'insertion professionnelle. Elle révèle une dynamique d'emploi plus favorable dans les départements de l'ouest, du sud méditerranéen et dans certains territoires frontaliers à l'est. À l'inverse, les départements du centre et du nord-est apparaissent plus exposés aux secteurs en difficulté, en lien avec leur spécialisation initiale⁹.

Deux autres dimensions territoriales sont intégrées dans l'analyse. Le statut de la commune de résidence d'origine, défini selon le zonage en unités urbaines (quatre catégories : Île-de-France, zone urbaine hors IDF, zone périurbaine hors IDF, zone rurale). On intègre également un indicateur d'offre locale de formation, construit selon la méthodologie de Dupray (2022), correspondant au ratio entre les effectifs inscrits en première année de l'enseignement supérieur et les effectifs théoriques de bacheliers locaux poursuivant leurs études. Ce dernier est estimé à partir des données Insee-Depp, en tenant compte des admis au bac, des taux de poursuite et des taux nationaux de redoublement¹⁰.

3. Statistiques descriptives

3.1. Mobilités, caractéristiques sociodémographiques et origine territoriale

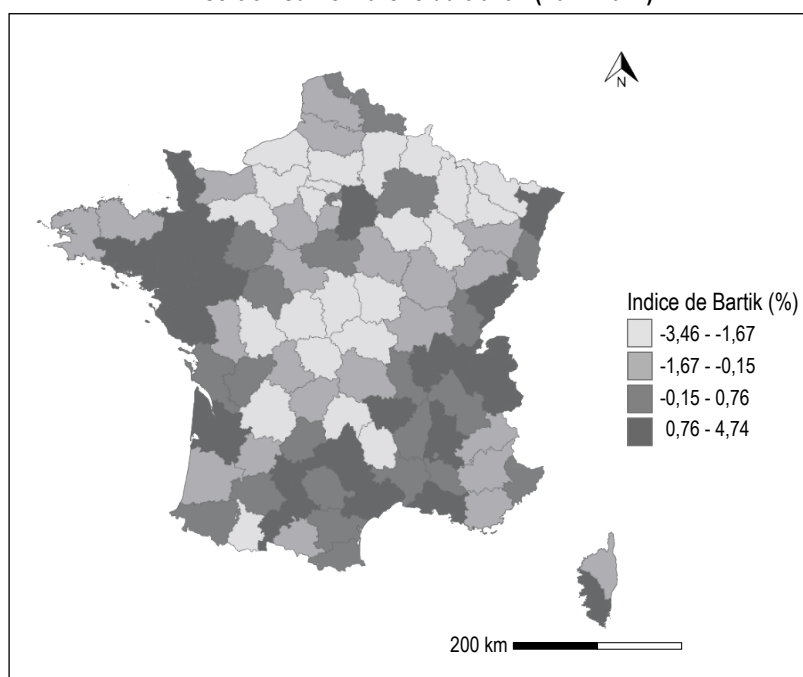
Le tableau 1 décrit la mobilité géographique des individus de notre échantillon en fonction de leurs caractéristiques personnelles (genre, niveau d'études), de leurs origines sociale et territoriale. Les femmes sont plus mobiles que les hommes, notamment pour la mobilité d'études et pour la double mobilité d'études et d'insertion, tandis que les hommes sont plus mobiles au moment de l'insertion (mobilité d'insertion uniquement). La mobilité augmente fortement avec le niveau de diplôme, ce qui rejoint les résultats de Faggian & McCann (2009) et Notowidigdo (2020) : 74,9 % des individus de niveau exactement baccalauréat font leurs études supérieures (éventuelles) et s'insèrent professionnellement dans leur département d'origine, contre 58,5 % des individus de niveau baccalauréat + 2/3 ans et 31,5 % de niveau baccalauréat + 5 ans et plus. Le comportement de mobilité varie également selon l'origine sociale et migratoire : les individus

8. Des périodes de référence plus éloignées ont été testées en analyse de robustesse, sans impact substantiel sur les résultats.

9. Voir la figure S-I de l'Annexe en ligne pour la dispersion de l'indice en fonction des années d'obtention du bac de l'échantillon. Lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article.

10. Les effectifs de primo-entrants ont été estimés à partir des données du MESR, en corrigeant les effectifs globaux pour exclure les redoublants et les réorientations.

Figure II – Indice de Bartik au niveau département (France métropolitaine) sur la période qui précède l'insertion sur le marché du travail (2014-2017)



Lecture : les départements sont classés en 4 quartiles selon la valeur de l'indice de Bartik d'insertion. Pour le quart des départements aux valeurs les plus faibles (zones les plus claires), l'indice de Bartik se situe entre -3,46 et -1,67 %.

Champ : population en emploi en 2014 ou en 2017.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 2014 et 2017, calculs des auteurs.

ayant au moins un parent cadre et ceux n'ayant pas de parent immigré sont plus mobiles que les autres. En effet, les individus issus de milieux sociaux moins favorisés peuvent être confrontés à divers obstacles tels que des ressources financières limitées, le manque d'information et de réseaux professionnels, pouvant restreindre leur mobilité.

Concernant le lien entre la mobilité et l'origine territoriale, les jeunes originaires d'Île-de-France sont de loin les moins mobiles, rejoignant l'idée selon laquelle résider dans une zone urbaine dense facilite – sans avoir à changer de département – l'accès à l'enseignement supérieur et, par la suite, à des opportunités d'emploi plus riches et diversifiées. En ce qui concerne la conjoncture économique locale, les individus originaires d'un département avec un indice de Bartik faible (Q1) connaissent des taux de mobilité élevés alors que ceux ayant un indice de Bartik élevé (Q4) ont des taux de mobilité d'études et simultanément d'études et d'insertion plus faibles : cela tend à confirmer, en première approche, que la décision de mobilité est dépendante du contexte économique local du territoire d'origine.

Enfin, les mobilités de retours sont plus fréquentes chez les femmes, les enfants de

cadres et les individus n'ayant aucune origine immigrée.

3.2. Comportement de mobilité : d'un Bartik à l'autre

La mobilité se fait-elle pour rejoindre un territoire plus dynamique en termes d'emploi ? Pour répondre à cette question, nous construisons une matrice origine-destination des flux de mobilité d'études et d'insertion – pour la sous-population des personnes ayant réalisé une mobilité – en fonction de l'indice de Bartik des départements (tableau 2). En moyenne, les individus mobiles s'orientent vers des territoires plus dynamiques, c'est-à-dire vers un quartile supérieur de l'indice de Bartik¹¹. La dynamique locale de l'emploi semble donc contribuer à la perception des territoires comme attractifs (Caro & Roux, 2004 ; Arnoult, 2020). Ce phénomène renforcerait alors les inégalités territoriales, avec une forme de « fuite des cerveaux » depuis les territoires les moins dynamiques.

11. Bien que la mobilité d'insertion s'oriente également vers les territoires dynamiques, cette tendance est moins prononcée que pour la mobilité d'études, indiquant que les choix de localisation professionnelle intègrent des considérations plus diversifiées (opportunités sectorielles, contraintes familiales, coût de la vie, etc.).

Tableau 1 – Mobilités, caractéristiques sociodémographiques et origine territoriale

(en %)	Mobilité d'études	Mobilité d'insertion	Aucune mobilité	Mobilité d'études seulement	Mobilité d'insertion seulement	Mobilité d'études et d'insertion (hors retour)	Mobilité d'études et d'insertion avec retour	Part parmi les bacheliers
Caractéristiques individuelles								
Genre								
Femmes	25,5	32,0	57,5	10,5	17	10,1	5,0	52,9
Hommes	21,3	30,9	60,6	8,4	18,1	8,6	4,3	47,1
Niveau de diplôme								
Bac	7,7	22,1	74,9	3,0	17,3	2,5	2,3	43,0
Bac+2/3	24,3	32,1	58,5	9,4	17,2	9,2	5,8	32,6
Bac+5/8	50,3	47,4	31,5	21,2	18,3	21,8	7,3	24,4
Origine sociale								
Au moins un parent cadre	33,7	39,5	46,5	14,0	19,9	14,2	5,4	33,3
Aucun parent cadre	18,5	27,5	65,2	7,3	16,3	7,0	4,3	66,7
Au moins un parent immigré	18,9	25,5	66,2	8,3	14,9	7,2	3,4	18,2
Aucun parent immigré	24,6	32,9	57,4	9,8	18,1	9,9	4,9	81,8
Caractéristiques territoriales								
Lieu de résidence								
Île-de-France	16,4	29,5	63,3	7,2	20,3	6,5	2,7	16,0
Zone urbaine (externe à l'Île-de-France)	27,4	33,1	55,3	11,6	17,3	10,8	5,0	37,7
Zone périurbaine (externe à l'Île-de-France)	21,1	29,7	62,9	7,4	16,1	9,0	4,6	25,1
Zone rurale	25,0	32,5	57,6	9,9	17,4	9,5	5,6	21,2
Quartiles de l'indice de Bartik								
	Au moment du bac	À la fin des études						
Q1	26,6	31,1						
Q2	23,2	30,5						
Q3	23,5	31,8						
Q4	22,2	32,1						
Total	23,5	31,5	59,0	9,5	17,5	9,4	4,7	

Lecture : parmi les individus dont au moins un des parents est cadre, 46,5 % n'ont réalisé aucune mobilité, 14 % ont effectué uniquement une mobilité d'études, 19,9 % ont effectué uniquement une mobilité d'insertion, 14,2 % ont à la fois effectué une mobilité d'études et une mobilité d'insertion (sans retour au département d'origine) et 5,4 % ont effectué une mobilité d'insertion, puis une mobilité de retour dans le département d'obtention du baccalauréat.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee. Calculs des auteurs, avec pondérations.

4. Estimations économétriques

4.1. Spécifications économétriques

Afin de traiter les mobilités d'études et d'insertion dans une même stratégie empirique, nous faisons le choix d'un Modèle de Probabilité

Linéaire (MPL), qui est un modèle de régression linéaire dans lequel la variable dépendante est une variable binaire. Les paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le MPL offre une approche simple et intuitive pour estimer les probabilités associées à

Tableau 2 – Destination des mobilités selon les quartiles de l'indice de Bartik

A - Mobilité d'études					
Destination					
Origine	Q1	Q2	Q3	Q4	Total (N pondéré)
Q1	19,5	15,6	35,0	29,8	19 993
Q2	16,2	13,1	32,4	38,4	28 890
Q3	8,9	13,5	26,9	50,8	24 316
Q4	11,0	7,5	36,5	45,1	30 311
B - Mobilité d'insertion					
Destination					
Origine	Q1	Q2	Q3	Q4	Total (N pondéré)
Q1	25,6	25,0	22,3	27,1	25 153
Q2	25,7	18,3	24,1	32,0	23 894
Q3	25,4	17,3	24,1	33,3	39 602
Q4	24,1	12,8	26,8	36,3	49 987

Lecture : à la suite d'une mobilité d'études, 19,5 % des étudiants originaires d'un département du premier quartile de l'indice de Bartik au moment du baccalauréat terminent leurs études dans un département de quartile similaire, 29,8 % se déplacent vers un département du quatrième quartile. Champ : individus effectuant une mobilité d'études (partie A), individus effectuant une mobilité d'insertion (partie B).

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee. Calcul des auteurs avec pondérations.

ces deux variables binaires ainsi que des coefficients interprétables directement¹². Les modèles estimés s'écrivent ainsi :

$$M_{1,di} = \beta_0 + X_i\gamma + V_{di}\delta + u_{1di},$$

$$M_{2,di} = \alpha + Z_i\beta + W_{di}\theta + u_{2di},$$

$M_{1,di}$ et $M_{2,di}$ étant respectivement les indicatrices de mobilité d'études et de mobilité d'insertion pour l'individu i résidant dans le département d . X_i est un ensemble de variables de contrôle individuelles comprenant entre autres le genre, l'âge au moment du baccalauréat, le type et la mention obtenue au baccalauréat ainsi que l'origine sociale. Z_i comporte les mêmes variables à l'exception de la mention au baccalauréat auxquelles s'ajoutent le niveau et la filière d'études. V_{di} (resp. W_{di}) inclue les caractéristiques du département d , telles que l'indice de Bartik dans le département de résidence lors de l'obtention du baccalauréat (resp. à la fin des études), le lieu de résidence au moment de l'obtention du baccalauréat (resp. à la fin des études). W_{di} inclut en outre une variable d'offre de formation locale. Les variables aléatoires u_{1di} et u_{2di} dénotent les termes d'erreurs respectifs.

Nous réalisons trois estimations différentes. La première (1) inclut uniquement les variables d'origine sociale et de genre. La seconde (2) inclut en plus les caractéristiques sociodémographiques des individus. Enfin, la troisième (3) ajoute à la précédente les caractéristiques territoriales des départements d'origine¹³. Le tableau 3 présente les résultats des trois estimations.

4.2. Résultats

Pour les différents modèles, nous observons que l'indice de Bartik influence négativement la mobilité d'études. Cet effet reste stable après contrôle des caractéristiques sociodémographiques et territoriales. En revanche, pour la mobilité d'insertion, l'indice de Bartik à la fin des études ne présente aucun effet significatif dans les modèles (1) et (2), et devient faiblement négatif et significatif au seuil de 10 % uniquement dans le modèle (3).

Ces résultats suggèrent que le dynamisme économique local influence principalement les décisions de mobilité d'études : être originaire d'un département dynamique en termes d'emploi diminue la probabilité de le quitter pour poursuivre ses études. L'absence d'effet robuste sur la mobilité d'insertion peut s'expliquer par le fait que les choix de localisation professionnelle intègrent des considérations plus complexes que la seule conjoncture économique locale.

Les effets estimés des caractéristiques individuelles confirment les enseignements de la littérature (Gobillon *et al.*, 2007 ; Lemistre & Moreau, 2009 ; Bernela & Bonnal, 2022). Les enfants de cadre présentent une probabilité significativement plus élevée de réaliser les deux

12. Pour garantir la robustesse des résultats, nous réalisons les mêmes estimations en utilisant un modèle probit. Le calcul des effets marginaux révèle que les résultats demeurent stables.

13. Les statistiques descriptives de l'ensemble des variables mobilisées sont présentées dans l'annexe, tableau A1-1 pour les variables qualitatives et tableau A1-2 pour les variables quantitatives.

Tableau 3 – Déterminants des mobilités d'études et d'insertion

Variables	Mobilité d'études			Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,039*** (0,005)	-0,023*** (0,004)	-0,023*** (0,004)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				0,001 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,006* (0,003)
Au moins un parent cadre	0,136*** (0,012)	0,066*** (0,012)	0,074*** (0,011)	0,116*** (0,012)	0,047*** (0,011)	0,049*** (0,011)
Au moins un parent immigré	-0,036** (0,014)	-0,030** (0,012)	-0,008 (0,011)	-0,063*** (0,012)	-0,063*** (0,012)	-0,062*** (0,013)
Être une femme	0,038*** (0,007)	0,011* (0,007)	0,011 (0,007)	0,014* (0,008)	0,005 (0,008)	0,005 (0,008)
Âge au moment du bac		-0,019*** (0,004)	-0,018*** (0,004)			
Âge à la fin des études					0,004* (0,003)	0,003 (0,002)
Type de baccalauréat (Réf. : bac professionnel) :						
Bac général		0,233*** (0,016)	0,230*** (0,016)		0,133*** (0,016)	0,126*** (0,015)
Bac technologique		0,113*** (0,011)	0,110*** (0,011)		0,073*** (0,013)	0,069*** (0,013)
Mention au baccalauréat (Réf. : pas de mention) :						
Mention assez bien		0,051*** (0,010)	0,050*** (0,011)			
Mention bien ou très bien		0,162*** (0,014)	0,159*** (0,014)			
Spécialité de l'enseignement suivi (Réf. : n'a pas entamé d'études supérieures) :						
Droit-économie-gestion					0,021 (0,020)	0,02 (0,019)
Sciences sociales					0,072** (0,035)	0,072** (0,034)
Sciences					0,050*** (0,017)	0,051*** (0,017)
Santé					0,037* (0,022)	0,040* (0,022)
Littérature					0,003 (0,032)	0,003 (0,031)
Diplôme obtenu (Réf. : bac uniquement)						
Bac+2 ans					0,035*** (0,013)	0,034** (0,013)
Bac+3/4 ans					0,071*** (0,019)	0,073*** (0,019)
Bac+5 ans					0,147*** (0,026)	0,149*** (0,025)
Bac+8 ans					0,240*** (0,066)	0,238*** (0,065)
Caractéristiques du territoire d'origine						
Offre de formation			-0,044*** (0,016)			
Type de lieu de résidence (Réf. : résider dans une zone urbaine hors IDF (au moment du bac ou à la fin des études)) :						
Résider en commune rurale au moment du bac			-0,022* (0,012)			

→

Tableau 3 – (suite)

Variables	Mobilité d'études			Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Résider en commune rurale à la fin des études						-0,089*** (0,015)
Résider en IDF au moment du bac			-0,119*** (0,025)			
Résider en IDF à la fin des études						-0,070*** (0,016)
Résider dans une zone périurbaine hors IDF au moment du bac			-0,064*** (0,011)			
Résider dans une zone périurbaine hors IDF à la fin des études						-0,097*** (0,011)
Constante	0,109*** (0,012)	0,324*** (0,084)	0,378*** (0,082)	0,280*** (0,011)	0,035 (0,059)	0,114* (0,057)
Observations	15 519	15 519	15 519	15 519	15 519	15 519
R ²	0,070	0,143	0,153	0,018	0,068	0,077

Note : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee, calculs des auteurs.

types de mobilité, avec un effet particulièrement marqué sur la mobilité d'études. Ces effets restent d'ampleur élevée même après contrôle de l'ensemble des variables. À l'inverse, les descendants d'immigrés affichent une mobilité d'études réduite dans les modèles (1) et (2), mais cet effet devient non significatif dans le modèle (3) avec tous les contrôles, indiquant que cette moindre mobilité s'explique en partie par une concentration géographique plus importante de cette population en Île-de-France où l'offre de formation dense réduit les besoins de mobilité. Concernant la mobilité d'insertion, l'effet négatif d'une origine immigrée persiste à travers tous les modèles. Le genre présente des effets contrastés : être une femme augmente légèrement la mobilité d'études dans le modèle (1), mais cet effet s'atténue fortement et devient non significatif lorsque l'on contrôle l'ensemble des caractéristiques. Pour la mobilité d'insertion, l'effet est faible et devient non significatif lorsque l'on contrôle des caractéristiques sociodémographiques et territoriales.

Concernant le parcours académique, comparé aux bacheliers professionnels, les bacheliers généraux, et dans une moindre mesure les bacheliers technologiques, ont des mobilités plus élevées, particulièrement pour la mobilité d'études. Les mentions au bac renforcent également la mobilité d'études, reflétant l'accès à des filières plus sélectives et géographiquement concentrées. Plus le niveau de diplôme final est élevé, plus la probabilité de mobilité d'insertion augmente, confirmant la corrélation établie entre qualification et propension à migrer.

Les caractéristiques du territoire d'origine influencent fortement les choix de mobilité. Plus l'offre de formation est grande et moins la mobilité d'études est fréquente, confirmant que la rareté de l'offre locale rend la mobilité indispensable (Dupray, 2023). Résider en Île-de-France réduit drastiquement les deux types de mobilité comparativement aux zones urbaines hors Île-de-France. Les zones rurales et périurbaines présentent également une mobilité réduite, particulièrement marquée pour la mobilité d'insertion.

Dans la suite de cette section, nous examinons la variabilité de ces résultats selon le genre et l'origine sociale des individus (tableaux 4, 5 et 6). Les estimations complètes par sous-groupe sont données dans les Annexes en ligne.

L'analyse selon le genre (tableau 4) montre que l'effet de l'indice de Bartik sur la mobilité d'études pour les hommes et pour les femmes est comparable à celui obtenu pour l'ensemble de la population, négatif et significatif. De même pour la mobilité d'insertion, les résultats ne diffèrent pas selon le genre. L'indice de Bartik à la fin des études n'a globalement pas d'effet significatif dans les modèles (1) et (2), et il est faiblement négatif et marginalement significatif (au seuil de 10 %) uniquement pour les hommes dans la spécification la plus complète (modèle 3). Concernant l'origine sociale, les enfants de cadre présentent des probabilités de mobilité d'études et d'insertion plus élevées, avec des effets particulièrement marqués chez les femmes. Les descendants d'immigrés montrent des résultats contrastés : chez les femmes, l'effet

Tableau 4 – Déterminants des mobilités d'études et d'insertion - Analyse selon le genre

Variables	Mobilité d'études			Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Femmes (N = 7 400)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent cadre	0,158*** (0,016)	0,080*** (0,017)	0,089*** (0,015)	0,122*** (0,016)	0,051*** (0,016)	0,052*** (0,016)
Au moins un parent immigré	-0,050*** (0,016)	-0,043*** (0,014)	-0,021* (0,012)	-0,070*** (0,014)	-0,071*** (0,014)	-0,072*** (0,015)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,039*** (0,005)	-0,024*** (0,004)	-0,023*** (0,004)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				0,001 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,006* (0,003)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Hommes (N = 8 119)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent cadre	0,113*** (0,014)	0,051*** (0,014)	0,057*** (0,013)	0,043*** (0,016)	0,110*** (0,016)	0,045*** (0,015)
Au moins un parent immigré	-0,021 (0,018)	-0,016 (0,017)	0,005 (0,018)	-0,054*** (0,018)	-0,055*** (0,018)	-0,049** (0,020)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,040*** (0,006)	-0,024*** (0,005)	-0,023*** (0,004)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				-0,003 (0,005)	0,001 (0,005)	-0,007 (0,005)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui

Note : les autres caractéristiques individuelles sont l'âge et le type de bac obtenu, auxquels on ajoute la mention au bac pour la mobilité d'études et le niveau du diplôme obtenu et la spécialité suivie pour la mobilité d'insertion. Les autres caractéristiques territoriales sont l'offre de formation et le type de la zone d'habitation au moment du bac pour la mobilité d'études et le type de la zone d'habitation à la fin des études pour la mobilité d'insertion. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee, calculs des auteurs.

négalif sur la mobilité d'études s'atténue dans le modèle (3) mais reste significatif (au seuil de 10 %), tandis que l'effet sur la mobilité d'insertion demeure stable après ajout des variables de contrôle. Chez les hommes, être descendant d'immigré n'affecte pas significativement la mobilité d'études dans les modèles (2) et (3), mais réduit significativement la mobilité d'insertion dans les trois modèles.

L'analyse selon la catégorie socioprofessionnelle des parents (tableau 5) révèle des différences uniquement pour la mobilité d'insertion. Pour les enfants de cadre, l'indice de Bartik présente un effet négatif et significatif sur la mobilité

d'insertion. En revanche, pour les individus dont aucun parent n'est cadre, l'indice de Bartik n'a aucun effet significatif sur la mobilité d'insertion, quel que soit le modèle retenu. L'effet agrégé, faible et marginalement significatif, semble donc principalement porté par les enfants de cadre.

L'analyse selon l'origine migratoire (tableau 6) met également en évidence des dynamiques différenciées. Chez les descendants d'immigrés, l'indice de Bartik affecte négativement la mobilité d'études, mais n'a pas d'effet significatif sur la mobilité d'insertion. Les résultats sont très proches pour les personnes sans ascendance

migratoire, avec un effet négatif sur la mobilité d'études et pas d'effet ou bien un faible effet négatif marginalement significatif sur la mobilité d'insertion. Être enfant de cadre augmente substantiellement les deux types de mobilité dans les deux groupes, avec des effets particulièrement prononcés chez les descendants d'immigrés.

Ces résultats suggèrent qu'au moment de l'entrée dans la vie active, l'effet des chocs conjoncturels locaux varie selon l'origine sociale, traduisant des mécanismes différenciés en matière d'accès à l'information, de réseaux ou de contraintes économiques. Ces résultats soulignent l'existence d'inégalités dans la capacité des individus à transformer leur capital éducatif en insertion professionnelle, inégalités

qui peuvent relever autant de la connaissance du fonctionnement du marché du travail que des ressources mobilisables pour y accéder. Tant pour la mobilité d'études que pour la mobilité d'insertion, un statut social élevé tend à atténuer l'effet de l'origine migratoire, indiquant que cette dernière ne constitue pas un obstacle homogène mais interagit avec les positions sociales d'origine dans la production des inégalités de trajectoires.

Pour évaluer la robustesse de nos résultats vis-à-vis de l'ancrage territorial des jeunes (i.e. leur attachement à leur département d'origine), une dimension absente de notre analyse principale, nous estimons le modèle de mobilité d'insertion en définissant la mobilité d'insertion

Tableau 5 – Déterminants des mobilités d'études et d'insertion - Analyse selon l'origine sociale

Variables	Mobilité d'études			Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Au moins un parent cadre (N = 5 259)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent immigré	-0,005 (0,021)	-0,010 (0,021)	0,012 (0,021)	-0,039* (0,021)	-0,044** (0,021)	-0,038* (0,022)
Être une femme	0,068*** (0,015)	0,027* (0,014)	0,028** (0,014)	0,022 (0,017)	0,009 (0,017)	0,013 (0,017)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,039*** (0,009)	-0,023*** (0,007)	-0,025*** (0,005)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				-0,006 (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,014*** (0,004)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Aucun parent cadre (N = 10 260)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent immigré	-0,048*** (0,014)	-0,040*** (0,012)	-0,024** (0,011)	-0,072*** (0,013)	-0,070*** (0,013)	-0,074*** (0,014)
Être une femme	0,022** (0,009)	0,001 (0,008)	0,001 (0,008)	0,01 (0,010)	0 (0,010)	-0,001 (0,010)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,039*** (0,004)	-0,024*** (0,003)	-0,023*** (0,003)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				0,004 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,002 (0,004)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui

Note : voir tableau 4.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee, calculs des auteurs.

**Tableau 6 – Déterminants des mobilités d'études et d'insertion professionnelle -
Analyse selon l'origine migratoire**

Variables	Mobilité d'études			Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Au moins un parent immigré (N = 2 744)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent cadre	0,176*** (0,021)	0,119*** (0,023)	0,117*** (0,024)	0,145*** (0,023)	0,087*** (0,023)	0,087*** (0,023)
Être une femme	0,010 (0,018)	-0,005 (0,017)	-0,004 (0,017)	0,001 (0,017)	-0,013 (0,019)	-0,013 (0,020)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,036*** (0,006)	0,026*** (0,005)	0,026*** (0,005)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,001 (0,005)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Aucun parent immigré (N = 12 775)						
Caractéristiques individuelles						
Origine sociale						
Au moins un parent cadre	0,129*** (0,013)	0,057*** (0,013)	0,067*** (0,011)	0,111*** (0,012)	0,040*** (0,012)	0,041*** (0,012)
Être une femme	0,044*** (0,008)	0,015** (0,007)	0,014* (0,008)	0,017* (0,009)	0,009 (0,009)	0,009 (0,010)
Autres caractéristiques individuelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques territoriales						
Origine territoriale						
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-0,040*** (0,005)	-0,023*** (0,004)	-0,022*** (0,004)			
Indice de Bartik dans le département à la fin des études				0,000 (0,004)	-0,004 (0,004)	-0,007* (0,004)
Autres caractéristiques territoriales	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui

Note : voir tableau 4.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi 2005-2017, Insee, calculs des auteurs.

de façon plus étroite, c'est-à-dire en considérant comme immobiles les individus qui trois ans après la fin des études sont retournés dans le département où ils ont obtenu leur baccalauréat. Cette démarche permet de contrôler l'influence de l'attachement au territoire sur les choix de mobilité, indépendamment des facteurs économiques locaux.

Les résultats révèlent un renforcement de l'effet de l'indice de Bartik sur la mobilité d'insertion (voir tableau A1-3 en annexe). Alors que cet effet n'était pas ou marginalement significatif quand on inclut toutes les mobilités d'insertion, il est estimé avec plus de précision et significatif dès le modèle (2) lorsqu'on exclut les mobilités

de retour. Les autres déterminants conservent des effets comparables : les enfants de cadre ont une probabilité significativement plus élevée de mobilité d'insertion hors retour, et les descendants d'immigrés une probabilité plus faible.

Cette analyse suggère que l'inclusion des mobilités de retour dans l'analyse principale tend à atténuer l'effet des conditions économiques locales sur les décisions de mobilité d'insertion. En excluant ces mobilités potentiellement motivées par l'attachement territorial, l'effet économique « pur » de l'indice de Bartik apparaît plus clairement, renforçant nos conclusions sur l'importance des conditions économiques locales dans les choix de mobilité.

* *
*

Ce travail a cherché à identifier l'effet de la conjoncture locale ainsi que du milieu social d'origine sur la décision de mobilité des bacheliers. L'originalité de notre étude réside dans l'utilisation d'un indice de Bartik pour mesurer les chocs conjoncturels locaux liés à la demande d'emploi locale, tout en contrôlant par deux caractéristiques locales – l'offre de formation et le type d'unité urbaine – ainsi que par les caractéristiques propres des individus.

Les résultats montrent qu'une meilleure conjoncture a un effet négatif sur la mobilité d'études, mais n'a que peu voire pas d'effet sur la mobilité d'insertion. Cependant, l'effet sur la mobilité d'insertion est significatif, bien que d'ampleur plus modeste dès lors que l'on ne considère pas comme une mobilité les retours dans le département d'obtention du baccalauréat.

Résider en Île-de-France ou en zone périurbaine (hors Île-de-France) a un effet négatif et significatif sur les deux types de mobilité, en comparaison à une zone urbaine (hors Île-de-France). De même, les personnes résidant dans un département où l'offre de formation est meilleure se déplaceront moins après l'obtention de leur baccalauréat. Par ailleurs, les enfants de cadre sont davantage mobiles comparés aux autres et les descendants d'immigrés au contraire le sont moins.

Les analyses par groupes de genre, d'origine sociale et d'origine migratoire viennent soutenir et décliner ces résultats. L'effet de la conjoncture économique locale sur la mobilité d'études est le même quel que soit le groupe. Concernant la mobilité d'insertion, l'effet de la conjoncture économique locale peut en revanche différer selon le groupe : l'effet est négatif significatif chez les enfants de cadre et absent chez les individus sans parent cadre. L'effet est absent chez les descendants d'immigrés, mais faible et marginalement significatif chez les individus sans parent immigré. Il n'y a en revanche pas de différence repérable entre hommes et femmes.

Nos résultats montrent que la conjoncture locale contribue à renforcer l'inégale distribution des personnes les plus qualifiées sur le territoire. Ils invitent à réfléchir à des politiques contracycliques qui en dopant l'offre de formation et l'offre d'emplois dans les départements conjoncturellement en difficulté permettraient d'éviter que se creusent les inégalités territoriales. Enfin, et d'un point de vue plus général, le fait que les enfants de cadre soient plus mobiles et les descendants d'immigrés au contraire le soient moins devrait interpellier les décideurs publics. Ces différences apparaissent en effet comme un élément pouvant concourir à accroître les inégalités intragénérationnelles, les populations les plus favorisées étant les plus enclines à adapter leur mobilité aux conditions économiques locales. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8743894/ES548_Bernela-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2020).** Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 128(6), 2188–2244. <https://doi.org/10.1086/705716>
- Almond, D., Currie, J. & Duque, V. (2018).** Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II. *Journal of Economic Literature*, 56(4), 1360–1446. <https://doi.org/10.1257/jel.20171164>
- Amior, M. (2024).** Education and Geographical Mobility: The Role of the Job Surplus. *American Economic Journal: Economic Policy*, 16(4), 341–381. <https://doi.org/10.1257/pol.20230279>
- Arnoult, É. (2020).** Migration résidentielle et croissance locale de l'emploi : une analyse des zones d'emploi de France métropolitaine. *Revue économique*, 71(1), 83–107. <https://doi.org/10.3917/reco.711.0083>
- Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013).** The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103(6), 2121–2168. <https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121>
- Bartik, T. J. (1991).** *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* WE Upjohn Institute for Employment Research. <https://doi.org/10.17848/9780585223940>

- Bernela, B. & Bertrand, I. (2018).** Faire carrière ici ou là. Les trajectoires d'accès à l'emploi des jeunes docteurs. *Géographie Économie Société*, 20(4), 395–421. <https://doi.org/10.3166/ges.2019.0002>
- Bernela, B. & Bonnal, L. (2022).** Mobilités géographiques et relation formation-emploi : une analyse longitudinale de l'enseignement supérieur français. *Revue économique*, 73(5), 695–733. <https://doi.org/10.3917/reco.735.0695>
- Berry, C. R. & Glaeser, E. L. (2005).** The divergence of human capital levels across cities. *Papers in Regional Science*, 84(3), 407–444. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2005.00047.x>
- Black, S. E. & Devereux, P. J. (2011).** Recent Developments in Intergenerational Mobility. *Handbook of Labor Economics*, 4, 1487–1541. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02414-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02414-2)
- Blanchard, M., Cardon-Quint, C., Frouillou, L. & Huitric, S. (2021).** Introduction : À la croisée des disciplines : enquêter sur les mobilités géographiques dans le système d'enseignement français. *Formation Emploi*, 155, 7–24. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.9824>
- Blanchard, O. J. & Katz, L. F. (1992).** Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 23(1), 1–76. <https://doi.org/10.2307/2534556>
- Borusyak, K., Hull, P. & Jaravel, X. (2022).** Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs. *The Review of Economic Studies*, 89(1), 181–213. <https://doi.org/10.1093/restud/rdab030>
- Cabannes, P.-Y. (2014).** Trois décennies d'évolutions du marché du travail. In : *Trente ans de vie économique et sociale* - Édition 2014. Insee, coll. *Référence*, 55–67. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374370?sommaire=1374377>
- Cahuc, P. & Zylberberg, A. (2015).** *Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ?* Flammarion. <https://doi.org/10.3917/flam.cahuc.2015.01>
- Card, D. (2001).** Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration. *Journal of Labor Economics*, 19(1), 22–64. <https://doi.org/10.1086/209979>
- Caro, P. (2011).** The mobilities of young people in France during and after their studies. *Measuring geographical mobility in regional labour market monitoring. State of Art and Perspectives*, 210–219. <https://shs.hal.science/halshs-00840420v1>
- Caro, P. & Roux, V. (2004).** Introduction : Insertion des jeunes et territoire. *Formation Emploi*, 87(1), 5–14. https://www.persee.fr/doc/forem_0759-6340_2004_num_87_1_1667
- Chen, Y. & Rosenthal, S. S. (2008).** Local amenities and life-cycle migration: Do people move for jobs or fun? *Journal of Urban Economics*, 64(3), 519–537. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.05.005>
- Ciriaci, D. (2014).** Does University Quality Influence the Interregional Mobility of Students and Graduates? The Case of Italy. *Regional Studies*, 48(10), 1592–1608. <https://doi.org/10.1080/00343404.2013.821569>
- Combes, P.-P. & Gobillon, L. (2015).** The Empirics of Agglomeration Economies. *Handbook of Regional and Urban Economics*, volume 5, 247–348. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59517-1.00005-2>
- Crescenzi, R., Holman, N. & Orru', E. (2017).** Why do they return? beyond the economic drivers of graduate return migration. *The Annals of Regional Science*, 59, 603–627. <https://doi.org/10.1007/s00168-016-0762-9>
- Dahl, G. B. (2002).** Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica*, 70(6), 2367–2420. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2002.00443.x>
- Diamond, R. (2016).** The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980–2000. *American Economic Review*, 106(3), 479–524. <https://doi.org/10.1257/aer.20131706>
- Dotti, N. F., Fratesi, U., Lenzi, C. & Percoco, M. (2013).** Local Labour Markets and the Interregional Mobility of Italian University Students. *Spatial Economic Analysis*, 8(4), 443–468. <https://doi.org/10.1080/17421772.2013.833342>
- Duguet, E., L'Horty, Y. & Sari, F. (2009).** Sortir du chômage en Île-de-France : disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle. *Revue économique*, 60(4), 979–1010. <https://doi.org/10.3917/reco.604.0979>
- Dupray, A. (2022).** Sortir sans diplôme de l'enseignement supérieur : un effet possible du département d'origine ? *Formation Emploi*, 158(2), 71–99. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.10634>
- Dupray, A. (2023).** Les conditions de la mobilité géographique à l'entrée dans le supérieur selon le territoire d'origine : Le cas des bacheliers 2014. *Éducation & formations*, (1), 67–91. <https://doi.org/10.48464/ef-105-04>
- Dupray, A. & Vignale, M. (2022).** Mobilités géographiques : l'influence du territoire d'origine. *Chemins vers l'emploi et la vie adulte : l'inégalité des possibles*, 52–60. Céreq. <https://shs.hal.science/halshs-03936353>
- Faggian, A. & McCann, P. (2009).** Universities, agglomerations and graduate human capital mobility. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, 100(2), 210–223. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9663.2009.00530.x>

- Faggian, A., Rajbhandari, I. & Dotzel, K. R. (2017).** The interregional migration of human capital and its regional consequences: a review. *Regional Studies*, 51(1), 128–143.
<https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1263388>
- Frocrain, P. & Giraud, P.-N. (2016).** *Dynamique des emplois exposés et abrités en France*. Presses des Mines, La Fabrique de l'industrie.
<https://www.la-fabrique.fr/wp-content/uploads/2016/11/N17-Dynamique-des-emplois-expos%C3%A9s-et-abrit%C3%A9s-en-France.pdf>
- Frocrain, P. & Giraud, P.-N. (2018).** The Evolution of Tradable and Non-Tradable Employment: Evidence from France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 87–107.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1959>
- Frouillou, L. (2022).** La dimension spatiale des inégalités scolaires. In: *Les inégalités dans l'espace géographique*, Encyclopédie des Sciences - Domaine Géographie et Démographie, pp. 31–56. ISTE éditions.
<https://doi.org/10.51926/iste.9088.ch1>
- Gobillon, L., Selod, H. & Zenou, Y. (2007).** The Mechanisms of Spatial Mismatch. *Urban Studies*, 44(12), 2401–2427. <https://doi.org/10.1080/00420980701540937>
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I. & Swift, H. (2020).** Bartik Instruments: What, When, Why, and How. *American Economic Review*, 110(8), 2586–2624. <https://doi.org/10.1257/aer.20181047>
- Insee (2020).** L'orientation économique des zones d'emploi : entre spécialisation et diversification des économies locales. *Insee Première* N° 1814. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4653582>
- Kain, J. F. (1968).** Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization. *Quarterly Journal of Economics*, 82, 32–59. <https://doi.org/10.2307/1885893>
- Kennan, J. & Walker, J. R. (2011).** The Effect of Expected Income on Individual Migration Decisions. *Econometrica*, 79(1), 211–251. <https://doi.org/10.3982/ECTA4657>
- Kidd, M. P., O'Leary, N. & Sloane, P. (2017).** The impact of mobility on early career earnings: A quantile regression approach for UK graduates. *Economic Modelling*, 62(C), 90–102.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.01.011>
- Lemistre, P. & Magrini, M.-B. (2010).** Mobilité géographique des jeunes : du système éducatif à l'emploi. Une approche coûts/bénéfices des distances parcourues. *Formation Emploi*, 110, 63–78.
<https://doi.org/10.4000/formationemploi.3051>
- Lemistre, P. & Moreau, N. (2009).** Spatial mobility and returns to education: Some evidence from a sample of French youth. *Journal of Regional Science*, 49(1), 149–176.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00574.x>
- Magrini, M.-B. (2007).** Les rendements de la mobilité spatiale des jeunes actifs. Une analyse comparative par niveau de formation. *Revue d'économie régionale et urbaine*, 0(3), 391–420.
<https://doi.org/10.3917/reru.073.0391>
- Mitze, T. (2019).** The migration response to local labour market shocks: Evidence from EU regions during the global economic crisis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(2), 271–298.
<https://doi.org/10.1111/obes.12271>
- Moretti, E. (2011).** Local Labor Markets. *Handbook of Labor Economics*, volume 4, 1237–1313. Elsevier.
[https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02412-9](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02412-9)
- Moretti, E. (2013).** Real Wage Inequality. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1), 65–103.
<https://doi.org/10.1257/app.5.1.65>
- Notowidigdo, M. J. (2020).** The Incidence of Local Labor Demand Shocks. *Journal of Labor Economics*, 38(3), 687–725. <https://doi.org/10.1086/706048>
- Poirot, J. & Gérardin, H. (2010).** L'attractivité des territoires : un concept multidimensionnel. *Mondes en développement*, 0(1), 27–41. <https://doi.org/10.3917/med.149.0027>
- Sjaastad, L. A. (1962).** The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 80–93. <https://doi.org/10.1086/258726>
- Verdugo, G. (2011).** Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France. *Économie et Statistique*, 446(1), 3–24.
<https://doi.org/10.3406/estat.2011.9654>
- Verdugo, G. & Allègre, G. (2020).** Labour force participation and job polarization: Evidence from Europe during the great recession. *Labour Economics*, 66, 101881.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101881>

TABLEAUX ET FIGURES

Tableau A1-1 – Statistiques descriptives des variables qualitatives

Variables	%
Mobilité d'études	23,5
Mobilité d'insertion	31,5
Caractéristiques territoriales	
Résider en commune rurale au moment du bac	21,2
Résider en IDF au moment du bac	16,0
Résider dans une ville urbaine hors IDF au moment du bac	37,7
Résider en zone périurbaine hors IDF au moment du bac	25,1
Résider en commune rurale à la fin des études	14,8
Résider en IDF à la fin des études	19,2
Résider dans une ville urbaine hors IDF à la fin des études	44,2
Résider en zone périurbaine hors IDF à la fin des études	21,8
Caractéristiques individuelles	
Genre	
Femme	52,9
Origine sociale	
Au moins un parent cadre	33,3
Au moins un parent immigré	18,2
Mention au bac	
Sans mention (ou passable)	47,8
Mention assez bien	32,9
Mention bien	19,3
Type de baccalauréat	
Bac professionnel	27,4
Bac général	51,0
Bac technologique	21,6
Niveau de diplôme	
Bac	43,0
Bac+2	19,6
Bac+3/4	13,0
Bac+5	23,9
Bac+8	0,5
Domaine d'études	
Littérature	8,0
Droit-économie-gestion	40,3
Sciences sociales	1,9
Sciences	34,2
Santé	6,4

Note : l'échantillon comprend 15 519 observations, représentant 439 732 individus après pondération.
Source : enquête Génération 2017, Céreq, calculs des auteurs en utilisant les pondérations.

Tableau A1-2 – Statistiques descriptives des variables quantitatives

Variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Caractéristiques territoriales				
Origine territoriale				
Indice de Bartik dans le département au moment du bac	-1,73	2,10	-8,01	4,74
Indice de Bartik dans le département à la fin des études	0,43	1,91	-3,46	4,74
Autres caractéristiques du département d'origine				
Offre de formation	0,78	0,23	0,53	2,37
Caractéristiques individuelles				
Âge au moment du baccalauréat	18,47	0,91	11	24
Âge à la fin des études	24,87	2,41	15	36

Note : l'échantillon comprend 15 519 observations, représentant 439 732 individus après pondération.
Source : enquête Génération 2017, Céreq, calculs des auteurs en utilisant les pondérations.

Tableau A1-3 – Déterminants de la mobilité d'insertion définie en excluant les mobilités de retour

Variables	Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)
Indice de Bartik dans le département à la fin des études	-0,004 (0,003)	-0,007*** (0,003)	-0,009*** (0,003)
Au moins un parent cadre	0,106*** (0,012)	0,051*** (0,011)	0,052*** (0,011)
Au moins un parent immigré	-0,049*** (0,011)	-0,048*** (0,011)	-0,045*** (0,013)
Être une femme	0,007 (0,007)	0,001 (0,008)	0,001 (0,008)
Âge à la fin des études		0,000 (0,003)	-0,001 (0,003)
Type de baccalauréat (<i>Réf.</i> : bac professionnel)			
Bac général		0,109*** (0,013)	0,106*** (0,013)
Bac technologique		0,053*** (0,012)	0,052*** (0,012)
Spécialité de l'enseignement suivi (<i>Réf.</i> : n'a pas entamé d'études supérieures)			
Droit-économie-gestion		0,016 (0,018)	0,017 (0,018)
Sciences sociales		0,100** (0,038)	0,100** (0,038)
Sciences		0,038** (0,017)	0,039** (0,017)
Santé		0,026 (0,023)	0,028 (0,023)
Littérature		-0,019 (0,027)	-0,018 (0,027)
Diplôme obtenu (<i>Réf.</i> : bac uniquement)			
Bac+2		0,021* (0,012)	0,020 (0,012)
Bac+3/4		0,056*** (0,019)	0,056*** (0,019)
Bac+5		0,130*** (0,025)	0,131*** (0,024)
Bac+8		0,252*** (0,060)	0,250*** (0,060) →

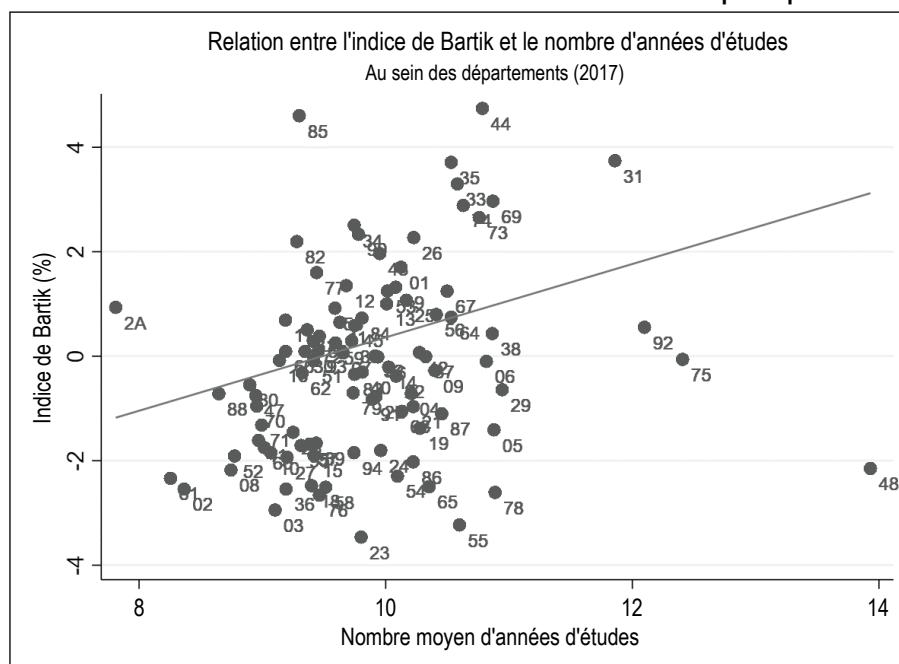
Tableau A1-3 – (suite)

Variables	Mobilité d'insertion		
	(1)	(2)	(3)
Type de lieu de résidence (<i>Réf.</i> : résider dans une ville urbaine hors IDF (à la fin des études))			
Résider en commune rurale au moment du bac			-0,031** (0,014)
Résider en IDF au moment du bac			-0,039* (0,021)
Résider dans en zone périurbaine hors IDF à la fin des études			-0,051*** (0,012)
Constante	0,239*** (0,009)	0,136** (0,060)	0,167*** (0,060)
Observations	15 519	15 519	15 519
R ²	0,015	0,052	0,055

Note : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses.

Source : enquête Génération 2017, Céreq et enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

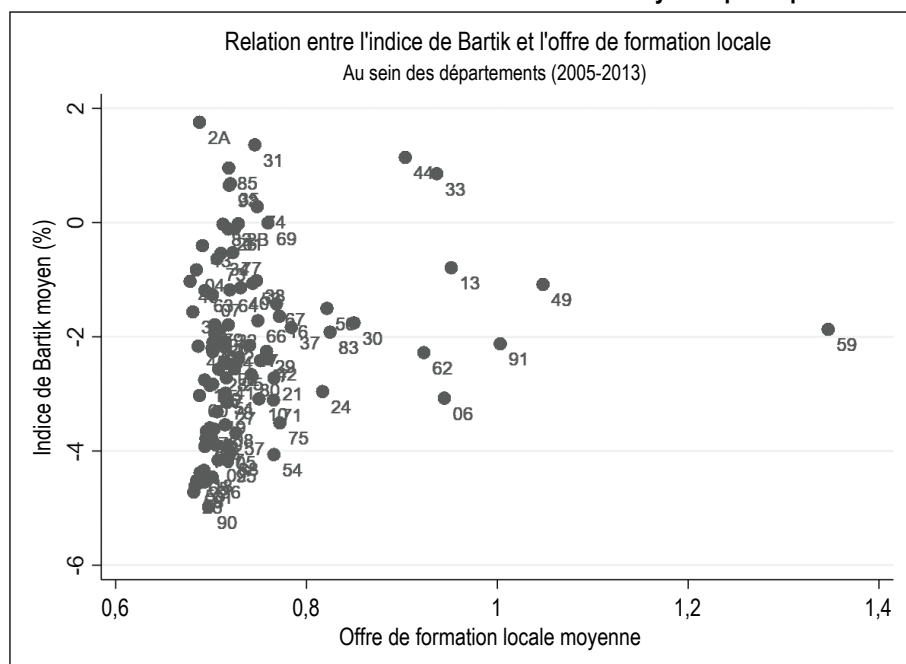
Figure A1-I – Relation entre l'indice de Bartik et le nombre d'années d'études par département en France



Note : le nombre d'années d'études est construit à partir du diplôme le plus élevé déclaré dans l'enquête Emploi de 2017 en se restreignant à la population salariée. À chaque diplôme est associé un nombre d'années d'études théoriques cumulées depuis le primaire (par exemple : 5 ans pour le CEP, 9 ans pour le brevet, 12 ans pour le baccalauréat, 16 ans pour un master, 19 ans pour un doctorat). On en calcule la moyenne départementale pondérée, qui reflète le niveau moyen de formation des salariés de chaque département. L'axe des abscisses indique le nombre moyen d'années d'études, tandis que l'axe des ordonnées représente l'indice de Bartik. On observe une faible relation positive entre l'indice de Bartik et le niveau d'éducation : $\text{Bartik} = -6,66 + 0,70 \times \text{Années d'études}$ (Significativité limitée avec $p = 0,063$, erreurs standard clustérisées par département de fin d'études).

Source : enquête Emploi, Insee et calculs des auteurs.

Figure A1-II – Relation entre l'indice de Bartik et l'offre de formation moyenne par département en France



Note : chaque point représente un département français. L'axe des abscisses indique l'offre de formation moyenne sur la période de 2008 à 2016, tandis que l'axe des ordonnées représente l'indice de Bartik moyen. On n'observe aucune corrélation entre l'indice de Bartik moyen et l'offre de formation moyenne sur la période : $\text{Bartik} = -2,94 + 1,56 \times \text{Offre de formation}$ (Non significatif avec $p = 0,268$, erreurs standard clustérisées par département d'obtention du bac).

Source : MESR/Insee-Depp/Enquête emploi de l'Insee et calculs des auteurs.

Ascendance noble et inégalités d'accès aux grandes écoles

Noble Lineage and Inequalities in Access to Elite Education

Stéphane Benveniste*

Résumé – Cet article quantifie la surreprésentation des étudiants d'origine aristocratique dans les grandes écoles les plus prestigieuses. Il s'appuie sur un échantillon de 269 917 étudiants de dix grandes écoles entre 1911 et 2015 et mobilise des indicateurs d'ascendance aristocratique fondés sur le nom de famille. Les individus d'ascendance noble ont, sur la période récente, entre six et neuf fois plus de chances d'intégrer l'une de ces dix grandes écoles que le reste de la population, contre onze à quinze fois au début du XX^e siècle. Alors qu'ils étaient historiquement concentrés à Sciences Po Paris, leur présence est désormais plus uniformément répartie entre les établissements les plus prestigieux, les écoles de commerce affichant les niveaux de surreprésentation les plus élevés. Les hommes d'ascendance noble sont par ailleurs davantage surreprésentés que les femmes dans ces grandes écoles, même si l'écart s'est réduit. Ces résultats montrent qu'au-delà de l'abolition de privilèges juridiques, des hiérarchies historiques peuvent persister. Des recherches futures pourraient contribuer à distinguer ce qui, dans cette persistance, relève notamment de la transmission d'un capital social, scolaire, culturel ou encore économique.

Abstract – *This paper examines the overrepresentation of students with aristocratic ancestry in elite higher education. It relies on a sample of 269,917 students from ten leading French grandes écoles between 1911 and 2015 and uses surname-based indicators of nobility. Individuals with aristocratic ancestry are between six and nine times more likely to enrol in one of these ten grandes écoles than the rest of the population, compared to eleven to fifteen times a century ago. While historically concentrated at Sciences Po Paris, their presence has become more evenly distributed across top-tier institutions, with business schools now showing the highest levels of overrepresentation. The analysis also shows that noble men are more overrepresented than noble women in these top-tier institutions, although this gap has narrowed. These results underscore that beyond the abolition of legal privileges, historical hierarchies persist. Future research could distinguish the extent to which this persistence may reflect the transmission of social, educational, cultural, or economic capital.*

JEL : I23, I24, N34

Mots-clés : enseignement supérieur prestigieux, grandes écoles, noblesse et aristocratie, histoire des inégalités

Keywords: elite higher education, grandes écoles, nobility and aristocracy, history of inequality

* Centre d'Économie de la Sorbonne (CES), Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne ; Aix-Marseille Université, CNRS, AMSE.

Correspondance : stephane.benveniste@univ-paris1.fr

Je remercie Dominique Goux, rédactrice en chef, et deux rapporteurs anonymes pour leurs précieux commentaires et suggestions. Je remercie également Paolo Brunori, Baptiste Coulmont, Ewen Gallic, Arnaud Lefranc, Thomas Piketty, Morgan Raux, Akiko Suwa-Eisenmann, Alain Trannoy, Louis-André Vallet et de nombreux participants à différents séminaires pour leurs retours précieux. Je suis particulièrement reconnaissant au personnel des services d'archives et des associations d'anciens élèves qui m'ont aidé à recueillir des données à partir de multiples sources ; leur soutien a été déterminant pour cette étude. Cette recherche a été soutenue par l'Agence nationale de la recherche (Subvention ANR-17-EURE-0020) et l'Initiative d'excellence d'Aix-Marseille Université - A*MIDEX.

Reçu en juin 2024, accepté en mars 2025. Traduit de « Noble Lineage and Inequalities in Access to Elite Education ».

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Benveniste, S. (2025). Noble Lineage and Inequalities in Access to Elite Education. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 548, 51–67. doi: 10.24187/ecostat.2025.548.2141

La Révolution française de 1789 a aboli les privilèges aristocratiques, mettant fin aux prérogatives formelles dont jouissait la noblesse, sous l'Ancien Régime, dans l'accès aux universités. En 1793, ces universités ont été supprimées et plusieurs grandes écoles furent alors créées, avec pour mission de former les futurs dirigeants de la nation. Les universités ont ensuite été rétablies pour assurer un accès plus large à l'enseignement supérieur, mais leur coexistence avec les grandes écoles, hautement sélectives, a donné naissance à un système d'enseignement dual. Au sein de ce système, les concours d'entrée aux grandes écoles, introduits à la fin du XVIII^e siècle, se sont imposés comme le principal mécanisme de sélection et ont conservé des principes de fonctionnement largement inchangés. Bien que conçu pour permettre un accès méritocratique à l'élite socioprofessionnelle, on peut se demander si l'accès aux grandes écoles les plus prestigieuses s'est réellement démocratisé ou si les hiérarchies sociales héritées du passé continuent de structurer les trajectoires scolaires. Si le statut aristocratique ne confère plus de privilèges légaux, il est toujours reconnu et officiellement enregistré par l'administration française. En outre, les familles issues de l'ancienne noblesse continuent d'exercer une influence dans divers secteurs de la société (Harsanyi, 2005).

L'élargissement de l'accès à l'enseignement supérieur n'a pas remis en cause le rôle des établissements les plus prestigieux dans la stratification sociale. Leurs diplômes constituent des points d'entrée privilégiés vers des positions sociales et économiques dominantes sur le marché du travail (Hoekstra, 2009 ; Anelli, 2020 ; Bataille & Falcon, 2022), alors même que l'admission dans ces cursus reste marquée par de fortes inégalités liées à l'origine sociale et économique (Clark & Cummins, 2014 ; Chetty *et al.*, 2020). En France, de nombreux travaux ont montré que les grandes écoles sont un ressort central de la reproduction des élites. Pour les périodes 1966-1969 et 1984-1985, Bourdieu (1989) a souligné les profondes disparités de capital économique et culturel entre les étudiants des grandes écoles les plus sélectives, ceux d'autres grandes écoles et ceux des universités. Des études empiriques ultérieures ont étendu cette analyse à plusieurs décennies du XX^e siècle : Euriat & Thélot (1995) et Albouy & Wanecq (2003) ont ainsi étudié l'accès à respectivement quatre et dix-neuf grandes écoles parmi les plus prestigieuses, tandis que Falcon et Bataille (2018) ont mobilisé un échantillon

plus large tiré de l'enquête Emploi. Ces travaux révèlent des inégalités sociales importantes dans l'accès aux grandes écoles, bien qu'en déclin sur la période. Des recherches plus récentes s'appuyant sur des données administratives de 2006 à 2017 (Bonneau *et al.*, 2021), de même qu'une analyse intergénérationnelle portant sur cinq générations d'étudiants des grandes écoles (Benveniste, 2023), confirment la persistance de fortes inégalités d'accès. Si ces inégalités d'accès selon la profession et le niveau d'études des parents ont largement été étudiées, celles liées à l'appartenance à une lignée aristocratique n'ont reçu que peu d'attention.

Dans *La Noblesse d'État : grandes écoles et esprit de corps*, Bourdieu (1989) établit un parallèle explicite entre les élites modernes et la noblesse de l'Ancien Régime, en montrant que les grandes écoles fonctionnent comme un nouveau mécanisme de légitimation du pouvoir¹. Au-delà de ce parallèle théorique, un ensemble de travaux a étudié la manière dont les anciennes aristocraties européennes ont traversé les grands bouleversements sociaux et économiques. Ces études montrent que leurs descendants demeurent durablement surreprésentés parmi les élites (Kuiper *et al.*, 2015). Bien que les familles nobles aient partiellement perdu leur domination économique, elles sont restées surreprésentées parmi les héritages les plus importants à Paris au début du XX^e siècle (Piketty, 2020). Aux Pays-Bas, Dronkers (2003) explique qu'un degré élevé d'homogamie a contribué à préserver la prééminence des familles nobles, qui ont occupé des positions élevées dans les milieux d'affaires et politiques. En France, les descendants de familles nobles sont restés également surreprésentés dans les élites administratives, politiques et économiques (Birnbaum *et al.*, 1978), ainsi que dans les écoles et professions prestigieuses (Coulmont, 2019). En outre, ces familles se sont stratégiquement concentrées dans certaines institutions scolaires, ce qui a favorisé la formation de cercles sociaux exclusifs et renforcé l'homogamie (de Saint-Martin, 1993). Cela a contribué à consolider une forte identité noble et à faire perdurer une croyance collective dans la pérennité de l'aristocratie (Harsanyi, 2005),

1. Comme le précise Bourdieu : « L'essence des grandes écoles revient à produire une noblesse [...]. À la manière de l'adoubement des chevaliers, selon Marc Bloch (1939), cette opération d'ordination (au sens à la fois mathématique et religieux) transforme des différences de degré en une série de différences discontinues [...]. Les grandes écoles produisent des individus qui sont perçus — et qui se perçoivent eux-mêmes — comme étant d'une autre nature, d'une « essence supérieure », comme on dit en français, c'est-à-dire séparés en termes absolus, du point de vue de l'assignation : quoi qu'ils fassent, ce qu'ils font est différent » (Bourdieu & Wacquant, 1993 ; traduction de l'auteur à partir d'un entretien publié en anglais).

une perception encore légitimée aujourd'hui par sa reconnaissance officielle par l'État français.

La fascination du public pour la noblesse persiste à la fois dans le champ académique et dans les représentations culturelles, comme l'illustre la série télévisée *Downton Abbey*, de même qu'elle s'enracine dans la littérature classique, par exemple dans l'œuvre de Marcel Proust. Cela témoigne d'une curiosité et d'un intérêt durables pour la capacité de résilience et la longévité sociale des élites historiques. L'identité aristocratique est en effet profondément ancrée dans l'hérédité et marquée par la transmission de la mémoire ancestrale, façonnée par des récits glorifiés de chaque lignée. Cet héritage imposerait des idéaux d'exemplarité et d'obligation (« noblesse oblige »), favorisant à la fois la quête d'excellence et la peur du déclin (de Saint-Martin, 1993 ; Mension-Rigau, 2015). Pourtant, cette aspiration à la continuité et à l'immuabilité contraste avec les idéaux égalitaires modernes. Cette tension soulève une question essentielle : la présence durable de familles nobles au sommet de la hiérarchie sociale s'étend-elle également à l'enseignement supérieur et à ses diplômes les plus prestigieux ?

Cet article s'intéresse à l'évolution de la surreprésentation des familles nobles dans les grandes écoles françaises les plus prestigieuses, en utilisant deux sources de données. La première est un jeu de données constitué par l'auteur couvrant exhaustivement les 269 917 étudiants ayant intégré entre 1911 et 2015 dix grandes écoles parmi les plus sélectives, soit 0,39 % de la population française sur la période². La seconde est une source administrative indiquant le nombre de naissances pour chaque nom de famille présent en France et pour différentes cohortes de naissance. La combinaison des deux sources permet de calculer des taux d'intégration pour chaque grande école, pour les individus d'ascendance noble et pour le reste de la population³. Les noms de famille de lignage noble sont identifiés de deux façons différentes : soit (1) par la présence d'une particule, soit (2) par l'appartenance à la liste de noms de famille enregistrés auprès de l'Association d'entraide de la Noblesse Française (ANF), une organisation dédiée à la certification des lignées nobles et au développement des réseaux aristocratiques.

Les résultats révèlent le maintien d'une forte, bien que déclinante, surreprésentation des descendants d'aristocrates dans les grandes écoles les plus prestigieuses. Les membres des familles inscrites à l'ANF nés entre 1891 et 1915 avaient en moyenne quinze fois plus de chances

que le reste de la population d'être admis dans ces grandes écoles. Leur surreprésentation a progressivement diminué, passant de quatorze fois (1916-1940), à douze fois (1941-1965), puis à neuf fois (1966-1990), demeurant ainsi substantielle deux siècles après la Révolution française. Alors qu'ils étaient de loin le plus surreprésentés à Sciences Po Paris au début du XX^e siècle (jusqu'à cinquante fois plus), la plus forte surreprésentation s'observe désormais dans les écoles de commerce (jusqu'à dix à douze fois). En outre, les familles aristocratiques semblent privilégier leurs fils plutôt que leurs filles, puisque les garçons sont davantage surreprésentés dans les dix grandes écoles de notre étude.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la section 1 rappelle des éléments historiques sur les grandes écoles et la noblesse française. La section 2 décrit les données. La section 3 détaille la stratégie empirique, expliquant l'utilisation d'indicateurs de noblesse basés sur le nom de famille et du taux d'intégration relatif comme mesure des inégalités. La section 4 présente et discute les résultats, avant la conclusion.

1. Contexte institutionnel

1.1. Les grandes écoles

Proclamant l'égalité des droits, la Révolution française de 1789 a renversé une société dans laquelle les positions sociales étaient largement déterminées par la naissance. Étroitement liées aux congrégations religieuses (notamment par le biais de la propriété foncière) et à la noblesse, qui jouissait de prérogatives légales en matière d'accès, les universités de l'Ancien Régime ont été démantelées par la Convention nationale de 1793. Elles ont été remplacées par un nouveau système d'établissements d'enseignement d'élite, les grandes écoles. Si certaines de ces grandes écoles – comme l'École nationale des ponts et chaussées et l'École des mines – sont antérieures à la Révolution, l'an 1794 marque la fondation de deux grandes

2. Une description détaillée de l'ensemble de données figure à la section 2. Alors que la France compte environ 500 grandes écoles, cette étude se concentre sur un groupe restreint de dix établissements qui ont historiquement joué un rôle central dans la formation de l'élite française : École Polytechnique, ENA, ENS Ulm, ESCP, ESPEI Paris, ESSEC, Mines Paris, Ponts et Chaussées, Sciences Po Paris et Télécom Paris. Comme indiqué à la section 2, l'échantillon principal exclut Sciences Po Paris, qui représente à elle seule environ la moitié de tous les étudiants de l'échantillon.

3. Comme de Saint-Martin (1993) et Coulmont (2019), cette étude utilise les noms de famille comme indicateurs du lignage aristocratique. Leurs travaux ont mis en évidence la présence de descendants de la noblesse dans les grandes écoles en mesurant leur part au sein du corps étudiant. La présente étude enrichit cette approche en intégrant explicitement le poids démographique de la noblesse dans la population nationale, ce qui permet de calculer des taux d'accès de descendants de la noblesse aux grandes écoles relatifs à ceux du reste de la population.

écoles emblématiques : l'École polytechnique et l'École normale supérieure. Dès sa première année, l'École polytechnique a mis en place un concours d'entrée, qui, par la suite généralisé dans les grandes écoles, en constitue encore aujourd'hui la marque de fabrique (Belhoste, 2002).

L'accès à ces établissements passe par un programme préparatoire intensif⁴, suivi d'un concours en deux étapes : des examens écrits anonymes, puis des évaluations orales pour les candidats les mieux classés à l'écrit. Contrairement aux universités, les grandes écoles n'admettent qu'un nombre limité d'étudiants à l'issue de ce processus de sélection et sont ainsi sélectives. Explicitement conçues pour former la future classe dirigeante du pays et spécialisées dans l'ingénierie, le commerce et le management, ainsi que dans les sciences humaines, les grandes écoles ont longtemps constitué la voie royale vers des carrières administratives, politiques et managériales de haut niveau (Suleiman, 1978 ; Dudouet & Vion, 2024).

Deux grandes évolutions structurelles ont marqué le système d'enseignement supérieur français au cours du XX^e siècle. Tout d'abord, l'accès à l'enseignement secondaire s'est généralisé, puis l'accès à l'enseignement supérieur s'est nettement élargi. Dans le même temps, les grandes écoles ont pour leur part conservé leur statut prestigieux et ont maintenu une sélectivité relativement stricte (Gurgand & Maurin, 2007). Comme l'illustre la figure I, la part de la population intégrant les grandes écoles les plus prestigieuses n'a que légèrement augmenté, en particulier si on la compare à la hausse de la part des entrants à l'université et de la part des titulaires du baccalauréat (voir la figure S-I de l'Annexe en ligne, lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

La seconde grande transformation structurelle du système éducatif au cours du XX^e siècle est intervenue avec l'intégration progressive des femmes dans l'enseignement supérieur, y compris dans les grandes écoles. Historiquement, ces établissements étaient très largement masculins, les femmes en étant presque entièrement exclues. La première avancée a eu lieu pendant la Première Guerre mondiale, lorsque les femmes ont été admises à Sciences Po Paris, mais dans des conditions plus restrictives que les hommes. Il y a eu peu de progrès pendant l'entre-deux-guerres, mais l'octroi du droit de vote aux femmes en 1945 a coïncidé avec la levée progressive des barrières entre les sexes dans les grandes écoles. L'École nationale

d'administration (ENA) a admis des femmes dès sa création en 1945, mais les étudiantes sont restées une petite minorité, dépassant rarement les 10 % avant les années 1970. Un changement décisif est intervenu dans les années 1970. L'École polytechnique a notamment ouvert ses portes aux femmes en 1972. À partir de cette date, on observe une hausse rapide de la part des femmes dans les écoles de commerce et à Sciences Po Paris, alors que leur progression est restée plus lente dans les écoles d'ingénieurs. L'École normale supérieure (ENS) constitue un cas à part, ayant maintenu des écoles séparées pour les hommes et les femmes jusqu'à leur fusion en 1985, fusion ayant d'ailleurs fortement réduit le nombre de femmes admises dans les filières scientifiques (Dousset & Thebault, 2025). Bien que les femmes réussissent désormais mieux scolairement que les hommes et soient surreprésentées dans l'ensemble de l'enseignement supérieur, la lente féminisation des grandes écoles reflète les disparités persistantes entre les sexes dans les domaines scientifiques, où les femmes restent nettement sous-représentées (Kahn & Ginter, 2017).

1.2. L'aristocratie française

Pierre Bourdieu (1989) a décrit les grandes écoles comme des institutions qui ne se cantonnent pas à former leurs étudiants, mais qui visent également à les « consacrer », établissant un parallèle avec l'adoubement des chevaliers dans les sociétés féodales. Ce processus d'élévation symbolique fait écho à la distinction des aristocrates de l'Ancien Régime, qui jouissaient de prérogatives légales, notamment d'un accès privilégié aux établissements d'enseignement. La notion d'« aristocratie », dérivée du grec *aristos* (excellence) et *kratos* (pouvoir), désignait à l'origine le gouvernement par les plus compétents et non l'exercice d'un privilège héréditaire. À Athènes et dans la Rome antique, le statut aristocratique était initialement lié au mérite intellectuel, politique ou militaire, avant de s'imposer progressivement en un statut transmis par voie héréditaire. Plus tard, les aristocraties européennes, toujours étroitement liées à la propriété foncière et au service militaire, ont consolidé l'identité noble en renforçant la succession héréditaire et la continuité dynastique (Dewald, 1996).

4. À la fin du lycée, les élèves français passent le baccalauréat, diplôme national de fin du secondaire requis pour l'accès à l'enseignement supérieur. L'enseignement supérieur est traditionnellement divisé entre des filières universitaires non sélectives et des filières sélectives. Parmi ces dernières, les plus prestigieuses sont les classes préparatoires aux grandes écoles qui, pendant deux à trois ans, préparent les élèves aux concours des grandes écoles.

Comme dans beaucoup d'autres sociétés, la noblesse française s'est constituée en classe sociale distincte au cours de la période médiévale (Chaussinand-Nogaret, 1976). La monarchie contrôlait étroitement l'accès au statut de noble. Contrairement à la *gentry* anglaise, qui permettait une plus grande mobilité sociale, la noblesse française a établi des barrières relativement strictes à l'entrée, quoique pas totalement imperméables. Au fil du temps, les changements démographiques, économiques et politiques ont créé des opportunités de mobilité à la fois ascendante et descendante. La principale voie d'ascension vers la noblesse, l'anoblissement, restait rare et nécessitait soit une fortune importante, soit des distinctions militaires ou administratives, ainsi que l'approbation royale (Chaussinand-Nogaret, 1976 ; Defauconpret, 1999). Le maintien du statut de noble exigeait également une adhésion stricte à des codes de conduite : l'exercice d'activités ou de professions jugées déshonorantes pouvait entraîner la perte des avantages attachés à la noblesse (dérogeance).

La noblesse française n'était par ailleurs pas homogène. Une différence fondamentale séparait la noblesse d'épée, dont la lignée remontait à la chevalerie médiévale et aux fonctions de commandement militaire, de la noblesse de robe, née aux XVI^e et XVII^e siècles par le système de vénalité des charges, à savoir l'acquisition héréditaire ou financière de fonctions juridiques et administratives de haut rang (Doyle, 1996). D'autres formes de stratification interne divisaient la noblesse, en raison des différences considérables de richesse et d'influence politique. Certaines familles possédaient des titres ducaux ou princiers, tandis que d'autres étaient de modestes propriétaires terriens aux privilèges limités (Defauconpret, 1999). Les différences géographiques étaient particulièrement notables : les aristocrates parisiens occupaient souvent de hautes fonctions à la cour, tandis que les nobles provinciaux exerçaient généralement une autorité locale plus restreinte (Chaussinand-Nogaret, 1976).

Il est difficile d'estimer le nombre de nobles au début de la Révolution française en raison de l'absence de documents officiels, mais Chaussinand-Nogaret (1976) propose un ordre de grandeur plausible de 0,5 % de la population, les estimations s'étalant entre 0,3 % et 1,2 % (Mension-Rigau, 2015). L'aristocratie dans son ensemble contrôlait environ 25 % des terres françaises avant 1789, avec de fortes disparités entre familles (Beck, 1981). La Révolution a conduit à la confiscation de certains domaines,

mais son principal impact a davantage été politique qu'économique. Beck (1981) affirme que le déclin progressif du patrimoine de la noblesse est moins dû à l'expropriation révolutionnaire qu'à la réticence de l'aristocratie à s'adapter aux transformations économiques induites par la révolution industrielle. À mesure que l'industrie et le commerce devenaient de plus en plus essentiels à la création de richesses, les familles nobles ont perdu de leur importance dans l'ordre économique naissant. Bien qu'elles aient conservé d'importantes propriétés foncières tout au long du XIX^e siècle, elles ne pouvaient plus compter uniquement sur leurs revenus locatifs et sont progressivement entrées dans la vie active, y compris dans des secteurs autrefois considérés comme déshonorants.

Au XIX^e siècle, les régimes successifs – le Premier Empire, la Restauration et, plus tard, le Second Empire – ont brièvement rétabli les titres de noblesse en vue d'intégrer à la fois l'aristocratie traditionnelle et les élites militaires et administratives nouvellement anoblies. Ces titres étaient purement honorifiques et, bien que reconnus par l'Association d'entraide de la Noblesse Française, leur légitimité en tant que marqueurs de la noblesse reste contestée (Mension-Rigau, 2019). Quoiqu'il en soit, relativement peu de titres ont été accordés et, sous Charles X, dans les années 1820, l'aristocratie traditionnelle a été délibérément replacée au centre de la vie politique et sociale. Ainsi, la plupart des familles d'ascendance noble peuvent retracer leur lignée aristocratique au moins jusqu'au XVIII^e siècle (de Waresquiel, 2005).

La seconde moitié du XIX^e siècle est souvent présentée comme une rupture, la modernisation entraînant le déclin de la noblesse avec l'émergence d'une nouvelle société. Cependant, Mayer (1981) affirme que cette lecture occulte d'importantes continuités sociales. Il soutient que les familles aristocratiques ont conservé un pouvoir politique et économique considérable dans toute l'Europe au cours de cette période, peu remis en cause par l'ascension de la bourgeoisie. Selon lui, cette persistance s'explique par le maintien de la place prépondérante de l'agriculture dans l'économie, qui a retardé les effets perturbateurs du capitalisme industriel sur les hiérarchies sociales existantes. Il précise toutefois que la France, ayant abandonné la monarchie plus tôt que ses voisins, a connu un déclin plus marqué de l'influence de la noblesse⁵.

5. Dans plusieurs monarchies parlementaires, comme l'Espagne, la Belgique ou le Royaume-Uni, les titres de noblesse et la possibilité d'anoblissement subsistent, le souverain conservant cette prérogative.

Au début du XX^e siècle, malgré la perte d'une partie de leur influence économique, nombre de familles nobles avaient conservé un patrimoine immobilier important. Elles restaient, par exemple, cinq fois plus représentées parmi les plus gros héritages parisiens que dans la population (Piketty, 2020). La Première Guerre mondiale a fragilisé davantage encore leur patrimoine, par la destruction et la réallocation du capital économique, ces familles aristocratiques demeurant toutefois parmi les plus riches des sociétés européennes (Kuiper, 2015). Leur surreprésentation dans l'armée a eu un coût démographique : entre 5 et 6 % des descendants de nobles français sont morts à la guerre, soit un taux de mortalité deux fois supérieur à celui de la population générale (Mension-Rigau, 2015). Au cours de la seconde moitié du XX^e siècle, les familles nobles se sont de plus en plus tournées vers l'investissement scolaire pour accéder à l'élite. De Saint-Martin (1993) souligne leur concentration stratégique dans une poignée d'établissements d'enseignement d'élite. Entre 1976 et 1985, 19 % des élèves de Notre-Dame des Oiseaux, un prestigieux collège et lycée privé parisien, portaient des noms de famille aristocratiques. Dans un sous-échantillon de 323 personnes enregistrées dans le *Who's Who in France*, les noms nobles sont également surreprésentés dans des établissements d'enseignement supérieur tels que l'ENA, Sciences Po Paris, les écoles militaires et les facultés de droit (de Saint-Martin, 1993). En mobilisant diverses listes nominatives (évêques, parlementaires, ambassadeurs, étudiants de grandes écoles), Coulmont (2019) montre aussi que les descendants de la noblesse française restent nombreux à occuper des positions sociales prestigieuses. Des phénomènes similaires peuvent être observés dans d'autres pays européens⁶. Dans l'ensemble, la perte des prérogatives institutionnelles n'a fait disparaître ni l'importance sociologique de l'aristocratie, ni son prestige dans l'imaginaire collectif. En dépit de profondes transformations sociales et économiques, de nombreuses familles nobles se sont adaptées à ces sociétés nouvelles, préservant leur influence jusqu'aux XIX^e, XX^e et XXI^e siècles.

Les stratégies matrimoniales constituent un levier essentiel de préservation et de renforcement du statut des familles aristocratiques (Elias, 1985). L'assortiment des mariages entretient l'exclusivité sociale et assure la transmission intergénérationnelle de l'identité noble (Wagner, 2008). Cette pratique hautement organisée a des racines historiques profondes. Afin de contrer leur déclin, les familles nobles se sont également structurées au niveau national afin de défendre

leurs intérêts collectifs. En France, l'Association d'entraide de la Noblesse Française (ANF), fondée en 1932, est rapidement devenue une institution essentielle au maintien des réseaux d'élite, à la préservation du capital social et à la promotion de la cohésion. Comme aux Pays-Bas (Dronkers, 2003), de Saint-Martin (1993) montre que 64 % des hommes inscrits à l'ANF ont épousé des femmes de noble lignée. Ce degré élevé d'endogamie reflète un désir stratégique de préserver le *nom de famille* à travers les générations (de Saint-Martin, 1993), ce qui contribue à préserver une identité noble distincte et à la perception collective d'une aristocratie durable (Harsanyi, 2005).

Enraciné dans la mémoire d'ancêtres illustres – souvent représentés par des portraits exposés dans les demeures ou châteaux familiaux – et dans le souvenir de leur rôle dans l'Histoire nationale, cet héritage nourrit un sentiment d'exemplarité et le devoir de faire perdurer le nom de la famille (Mension-Rigau, 2019). Il se manifeste par l'adoption de coutumes traditionnelles, la préservation de valeurs ancestrales et la transmission de rituels sociaux, de normes et de pratiques culturelles distinctives (Mension-Rigau, 2015, 2019). L'État français contribue également à la pérennisation de cette identité par le maintien de la reconnaissance et la protection juridique des titres de noblesse. Une fois authentifiés par la Direction des Affaires civiles et le Sceau du ministère de la Justice, ces titres restent légalement attachés aux noms de famille et peuvent figurer dans les documents officiels et les dossiers administratifs.

2. Données

Cette étude s'appuie sur deux principales sources de données : (1) des listes nominatives d'étudiants ayant intégré de grandes écoles françaises et (2) des données agrégées sur la répartition des noms de famille par cohorte de naissance en France.

L'échantillon nominatif des étudiants des très grandes écoles (*Grandes Écoles Nominative Elite*

6. En Autriche et en Suède, les familles aristocratiques ont progressivement délaissé les carrières dans la diplomatie et l'armée au profit des secteurs des affaires et de la finance où elles sont largement surreprésentées (Kuiper et al., 2015). En Suisse, pays plus décentralisé, l'importance sociale des familles patriciennes a décliné tout au long de la première moitié du XX^e siècle, bien qu'elles aient conservé une influence dans certaines sphères (Benz et al., 2024). Les chocs politiques sont en outre venus fragiliser davantage encore le statut des élites en Europe. Si la noblesse russe a été confrontée à des exécutions massives ou à des expropriations sous le régime soviétique, les aristocrates italiens sont parvenus à traverser le régime fasciste avec un certain succès, et les familles nobles polonaises ont su préserver leur influence en servant dans le gouvernement communiste (Kuiper et al., 2015). En Hongrie, la Seconde Guerre mondiale et l'occupation nazie ont fortement affaibli le rôle politique et économique de la noblesse, mais les descendants de nobles restent néanmoins surreprésentés dans certaines catégories socioprofessionnelles supérieures (Kézdy, 2019).

Sample, GENES) est un jeu de données rassemblées par l'auteur à partir de listes fournies par des associations d'anciens élèves et d'archives conservées par les écoles et leurs autorités de tutelle. Il recense les étudiants de dix grandes écoles entre 1911 et 2015, soit 287 724 dossiers d'étudiants correspondant à 269 917 individus uniques. La base de données couvre les élèves ayant intégré ces établissements, indépendamment de la validation du diplôme. Cependant, les taux d'abandon ou d'échec dans les grandes écoles ont historiquement été extrêmement faibles (Suleiman, 1979). Ces dix établissements ont historiquement été et demeurent parmi les plus prestigieux de France, servant de voie d'accès à des carrières d'élite dans les secteurs public et privé (Suleiman, 1978 ; Dudouet & Vion, 2024). L'échantillon inclut l'École nationale d'administration (ENA), fondée en 1946 pour former les hauts fonctionnaires, l'École normale supérieure (ENS Ulm), établissement de formation à la recherche et à l'enseignement de premier plan dans le domaine des sciences et des lettres, cinq écoles publiques d'ingénieurs – l'ESPCI Paris, l'École polytechnique, l'École des Ponts et Chaussées, Télécom Paris, et Mines Paris – et deux écoles de commerce – l'ESSEC et l'ESCP⁷. Bien que ces écoles ne soient pas toutes exactement de même nature, Bourdieu (1989) les décrit comme faisant partie d'un système interconnecté de formation d'élite, ce qui justifie leur analyse conjointe, une approche adoptée par la plupart des études empiriques (par exemple, Albouy & Wanecq, 2003 ; Bonneau *et al.*, 2021).

Des détails sur la collecte et le traitement des données GENES sont fournis dans Benveniste (2021). Chaque observation comprend l'établissement fréquenté par l'étudiant, son année

d'entrée, son nom de famille et ses prénoms ; l'information sur le sexe est disponible pour environ un tiers de l'échantillon. Pour les deux tiers restants, les données manquantes ont été imputées sur la base des proportions de chaque sexe estimées pour chaque prénom à partir des registres nationaux de naissances. Afin d'améliorer la qualité des données relatives aux noms et prénoms, des méthodes de *fuzzy matching* ont été utilisées pour corriger les erreurs orthographiques et les abréviations parfois présentes dans les registres scolaires. Ces méthodes calculent des scores de similarité entre chaînes de caractères afin d'identifier des variantes orthographiques mineures. Pour éviter les doubles comptes, les individus ayant fréquenté plusieurs grandes écoles ont été identifiés et les données consolidées. Les années de naissance ont été imputées pour l'ensemble des individus sur la base d'un âge d'entrée dans les grandes écoles de 20 ans, 20 ans étant l'âge modal d'entrée dans les grandes écoles⁸. Afin d'assurer la comparabilité des données dans le temps, l'analyse se concentre sur les cursus standards, excluant les doctorats, les MBA, les programmes exécutifs et les masters spécialisés, ainsi que les cycles internationaux de l'ENA.

7. Les données n'incluent pas certaines autres grandes écoles très sélectives et prestigieuses, comme HEC Paris et l'École Centrale Paris, en raison de contraintes liées à la disponibilité des données. Hormis ces omissions, la couverture des données correspond étroitement à l'ensemble des grandes écoles de premier rang (ou « très grandes écoles ») analysées dans des études antérieures, notamment Suleiman (1978), Bourdieu (1989), et Bonneau *et al.* (2021).

8. Pour l'ENA, un âge d'entrée plus élevé (26 ans) a été retenu, reflétant le fait que les élèves intègrent en moyenne cette école à un stade plus avancé de leur parcours. Dans la plupart des cas, les élèves de l'ENA avaient auparavant étudié dans un autre établissement de l'échantillon ; leur année de naissance a donc été inférée à partir de l'année d'entrée dans cet autre établissement. Lorsque des individus apparaissent dans plusieurs écoles, l'année de naissance est inférée à partir de la première date d'entrée observée.

Tableau 1 – Données GENES sur dix grandes écoles prestigieuses

Catégorie d'école	Grande école	Période de couverture des données	Nombre total d'étudiants	Nombre annuel moyen d'étudiants
Administration et enseignement / recherche	Sciences Po Paris	1911-2015	145 517	1 399
	ENA	1946-2015	7 714	112
	ENS Ulm	1911-2015	15 219	146
Ingénierie	ESPCI Paris	1911-2015	5 201	50
	Polytechnique	1911-2013	32 511	319
	Ponts et Chaussées	1911-2014	12 641	120
	Télécom ParisTech	1911-2012	11 765	120
	Mines ParisTech	1921-2012	8 476	91
Commerce	ESSEC	1911-2010	20 267	199
	ESCP Europe	1911-2011	28 394	278

Source : données GENES (1911-2015).

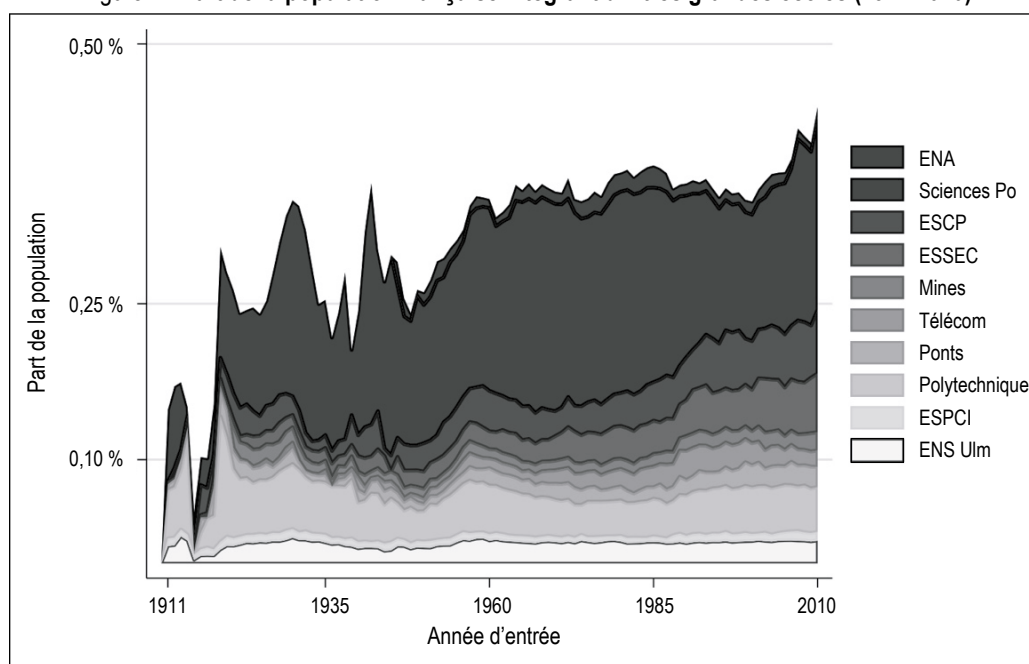
Le tableau 1 présente quelques statistiques pour chaque école, à savoir les années de disponibilité des données, le nombre total d'étudiants et le nombre annuel moyen d'étudiants sur la période couverte. La figure I montre l'évolution de la part de la population nationale ayant intégré ces grandes écoles au fil du temps, mettant en évidence des fluctuations notables, en particulier en période de guerre. Après la Première Guerre mondiale, la proportion d'étudiants a augmenté, notamment dans les écoles de commerce et à Sciences Po Paris. Toutefois, ce qui ressort surtout est l'augmentation relativement faible de la proportion de la population qui intègre ces dix établissements, en particulier lorsqu'on la compare avec l'expansion substantielle de l'enseignement secondaire et supérieur tout au long du XX^e siècle (voir la figure S-I de l'Annexe en ligne pour une comparaison avec l'évolution de la proportion de bacheliers). Étant donné que Sciences Po Paris représente près de la moitié des étudiants dans les données GENES, la majeure partie de l'analyse qui suit se concentre sur un échantillon excluant cette école. Cependant, les résultats sont aussi présentés séparément pour Sciences Po Paris seule, ainsi que pour l'échantillon complet de ces dix écoles.

La deuxième source de données est le Fichier des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), rassemblant les noms patronymiques

recueillis dans les actes de naissance et produit par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Ce fichier fournit le nombre de naissances par nom patronymique pour quatre cohortes de naissance de 25 ans chacune : 1891-1915, 1916-1940, 1941-1965 et 1966-1990. Pour étendre l'analyse jusqu'en 1995, une cohorte supplémentaire (1971-1995) a été construite, en supposant que la distribution des noms patronymiques à la naissance était restée inchangée par rapport à la cohorte 1966-1990.

Ce fichier de noms de famille issu des actes de naissance permet de calculer le poids démographique, au sein de la population, du groupe d'individus portant des noms nobles et de celui portant des noms non nobles. Son utilisation conjointe avec les données GENES permet d'estimer, pour chaque cohorte de naissance, les taux d'intégration de chacun de ces deux groupes dans les grandes écoles. L'un des principaux défis de cette analyse de long terme consiste à s'assurer de la comparabilité des estimations des effectifs de nobles et de non-nobles d'une cohorte de naissance à l'autre. Étant construit à partir des actes de naissance en France, le fichier des noms patronymique exclut les personnes nées à l'étranger arrivées en France au cours de leur scolarité et il exclut également les étudiants internationaux qui entrent directement dans les

Figure I – Part de la population française intégrant dix très grandes écoles (1911-2010)



Note : seuls les étudiants dont le nom de famille est autochtone, tel que défini à la section 2, sont inclus. Les nombres d'étudiants annuels sont divisés par la taille de la cohorte de naissance nationale correspondant à l'année d'entrée. La figure S-II de l'Annexe en ligne montre le nombre annuel brut d'étudiants par grande école.

Source : données GENES (1911-2010) ; Statistiques de l'état civil, Insee.

grandes écoles. Ces groupes portant très majoritairement des noms non nobles, l'utilisation de ce fichier brut conduirait à une sous-estimation de la population non noble, mais pas ou bien marginalement de la population noble, ce qui augmenterait mécaniquement les taux d'intégration des non-nobles, mais pas ou marginalement ceux des non-nobles. Le nombre des étudiants internationaux ayant en outre beaucoup augmenté au cours des dernières décennies, les comparaisons entre nobles et non-nobles dans le temps seraient biaisées. Ce biais tendrait donc à sous-estimer l'ampleur de la surreprésentation des nobles relativement aux non-nobles.

Pour pallier ce problème potentiel et assurer une mesure cohérente des effectifs de chacun des deux groupes dans le temps, notre analyse est restreinte à l'ensemble des noms de famille présents en France au début du XX^e siècle, ci-après dénommés noms de famille

« autochtones »⁹. Conformément aux pratiques établies dans les études antérieures fondées sur les noms de famille (Dupâquier & Kessler, 1992), cette restriction permet de limiter les distorsions liées à l'absence d'actes de naissance pour les personnes nées à l'étranger, qui sont rarement classées comme nobles. Une analyse de robustesse incluant l'ensemble des noms de famille est menée afin d'évaluer la sensibilité des résultats à cette restriction de l'échantillon.

9. Suivant Benveniste (2021), outre les noms de famille absents au début de la période, nous excluons ceux qui présentent une augmentation marquée de leur fréquence au cours du temps. Ces exclusions s'appliquent de manière cohérente au fichier des noms de famille comme aux données relatives aux étudiants. Bien que cette procédure vise principalement à identifier la migration de première génération, des noms de famille introduits par migration continuent d'entrer dans la population au fil des cohortes successives. Ainsi, la restriction de l'analyse à un ensemble stable de noms de famille conduit également à exclure une partie des immigrés de deuxième génération ou de générations ultérieures nés en France, qui ne peuvent être distingués des migrants de première génération à partir des seules données patronymiques. Le tableau 2 présente la prévalence des noms « autochtones » dans les données.

Tableau 2 – Nombre de naissances et d'étudiants des grandes écoles par cohorte

	Toutes cohortes		Cohortes				
	Nombre de noms patronymiques	Nombre total de naissances	Naissances 1891-1915	Naissances 1916-1940	Naissances 1941-1965	Naissances 1966-1990	
Recensement							
Nombre de naissances	807 229	65 423 121	10 686 923	14 149 274	20 099 847	20 487 077	
Nombre de naissances autochtones	541 426	59 938 195	10 574 454	13 700 315	18 655 322	17 008 104	
Part d'autochtones (%)	67	92	99	97	93	83	
Neuf grandes écoles de l'échantillon principal							
	Nombre de noms patronymiques	Nombre total d'étudiants	Cohorte d'étudiants 1891-1915	Cohorte d'étudiants 1916-1940	Cohorte d'étudiants 1941-1965	Cohorte d'étudiants 1966-1990	Pseudo-cohorte d'étudiants 1971-1995
Nombre d'étudiants	63 155	133 363	13 962	20 331	36 287	57 437	53 407
Nombre d'étudiants autochtones	48 073	110 340	13 291	19 202	31 920	42 438	38 240
Part d'autochtones (%)	76	83	95	94	88	74	72
Part de femmes (%)		20	6	6	18	32	33
Taux d'intégration (%)		0,17	0,13	0,14	0,17	0,25	0,22
Sciences Po Paris							
Nombre d'étudiants	77 496	145 517	14 364	26 273	52 752	45 025	43 346
Nombre d'étudiants autochtones	49 956	107 618	11 088	21 508	39 993	30 837	28 592
Part d'autochtones (%)	64	74	77	82	76	68	66
Part de femmes (%)		35	6	20	36	51	53
Taux d'intégration (%)		0,17	0,10	0,16	0,21	0,18	0,15

Note : le panel supérieur recense les naissances ; les deux panels inférieurs recensent les étudiants des neuf grandes écoles et de Sciences Po Paris. Pour les individus portant un nom de famille autochtone, le tableau indique également la proportion de la population totale ayant intégré l'une des neuf grandes écoles de l'échantillon principal ainsi que Sciences Po Paris (Taux d'intégration). Certains étudiants ayant intégré plusieurs grandes écoles, la somme des étudiants de Sciences Po Paris et des neuf grandes écoles excède le nombre total d'étudiants uniques recensés (269 917 au total ; 210 438 pour les noms de famille autochtones).

Source : Fichiers des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), Insee ; données GENES (1911-2015).

L'étude porte sur les personnes nées entre 1891 et 1995. Le tableau 2 présente des statistiques descriptives sur l'ensemble des naissances, sur les étudiants des neuf grandes écoles de l'échantillon principal ainsi que ceux de Sciences Po Paris, analysés séparément en raison de leur poids très important. Au total, 107 618 étudiants de Sciences Po et 110 340 étudiants des neuf autres grandes écoles portent des noms de famille autochtones. Chacun de ces deux groupes représente environ 0,17 % de la population portant un nom de famille autochtone sur l'ensemble de la période.

3. Stratégie empirique

Cette section explique d'abord l'identification de la noblesse à partir des noms de famille, puis introduit le taux d'intégration relatif (TIR) comme mesure des inégalités d'accès aux grandes écoles.

3.1. Les noms de famille et l'héritage de l'histoire

Les noms de famille offrent une opportunité unique pour étudier la mobilité sociale sur longue période, en particulier pour des périodes historiques où les données administratives et d'enquête sont rares. Les méthodes basées sur le nom de famille ont été largement utilisées dans la recherche sur la mobilité intergénérationnelle (Santavirta & Stuhler, 2024), mais elles s'appliquent également à un éventail plus large de questions¹⁰. Ces approches reposent sur l'hypothèse que les noms de famille servent d'identifiants familiaux et ne sont ainsi pas distribués aléatoirement selon les caractéristiques socioéconomiques. Bien que les noms de famille n'aient pas d'effet causal sur l'accès à une grande école, ils contiennent et véhiculent des informations précieuses sur l'histoire familiale et le milieu social d'origine.

Leur intérêt tient au fait qu'ils se transmettent entre générations. En France, les noms de famille sont hérités de façon patrilinéaire depuis le XII^e siècle, avec une normalisation orthographique établie en 1870. Bien qu'une loi de 2003 permette désormais aux enfants d'hériter du nom de leur mère, les noms de famille constituent un lien patrilinéaire fiable pour les individus nés entre 1891 et 1995, période couverte par la présente étude¹¹. L'une des limites de cette approche réside dans le fait que les individus d'ascendance mixte, à la fois noble et roturière, ne sont classés comme nobles que si leur lignée paternelle est noble. Il en résulte une erreur de mesure, cependant a priori de faible ampleur, compte tenu du maintien d'une

endogamie élevée au sein de la noblesse française au moins jusqu'au début des années 1990 (de Saint-Martin, 1993). Comme indiqué à la section 1, les mariages des personnes nobles étaient souvent soigneusement orchestrés de façon à préserver le nom et le statut de la famille.

Cette étude identifie les individus d'ascendance noble en recourant à deux approches complémentaires. La première considère comme nobles toutes les personnes portant un nom de famille à particule, fréquemment associée à une lignée aristocratique¹². Toutefois, si la plupart des noms de famille nobles comportent une particule, tous les noms comportant une particule ne correspondent pas à des lignées nobles. La seconde approche s'appuie sur la Table des familles compilée par l'Association d'entraide de la Noblesse Française (ANF), qui tient à jour une liste de familles nobles et dont la mission est d'assurer « l'authentification de la vraie noblesse ». Comme détaillé ci-après, cette liste couvre une partie substantielle de la noblesse française et permet une identification plus restrictive et plus précise des lignées nobles.

La liste de l'ANF appelle à une certaine prudence, dans la mesure où certains noms de famille y figurant sont également répandus dans la population non noble : seules certaines branches familiales portant ces noms sont d'origine aristocratique. De tels noms ne permettent donc pas d'identifier de manière assurée un lignage noble. Par exemple, des noms de famille enregistrés dans la Table des familles de l'ANF tels que Mercier, Fabre, Leblanc, Michaud, Lejeune et Duhamel représentent à eux six plus de 50 000 naissances par cohorte de 25 ans, dont seule une fraction relève d'une ascendance noble. En raison de leur fort poids démographique, retenir ces noms contribuerait à considérer un grand nombre de personnes qui ne sont pas d'origine aristocratique comme l'étant. Pour éviter cet effet de dilution, nous retenons uniquement les noms dont le nombre de naissances par cohorte se situe à moins de deux écarts-types de la moyenne observée dans la liste de l'ANF. Cette restriction limite l'échantillon aux noms de famille comptant au maximum 125 naissances par cohorte, chacun ne représentant pas plus de 0,1 % de l'ensemble

10. Les historiens, les démographes et les économistes s'appuient depuis longtemps sur des sources nominatives. Par exemple, Galton et Watson (1875) ont étudié l'attrition des patronymes comme marqueur du déclin de l'aristocratie dès la fin du XIX^e siècle, tandis que Stone (1971) a souligné la façon dont ces données permettent d'éclairer les interactions et les réseaux des personnages historiques.

11. Loi n° 2003-516 du 18 juin 2003 relative à la dévolution du nom de famille.

12. Cela inclut tous les noms de famille contenant une particule (d', de, du, ou des).

des effectifs de descendants de la noblesse enregistrés auprès de l'ANF. Au total, 53 noms de famille sont exclus des 2 539 noms de famille répertoriés par l'ANF, ce qui aboutit à un échantillon final de 2 486 noms de famille enregistrés auprès de l'ANF.

Les nobles enregistrés auprès de l'ANF forment en grande partie un sous-ensemble des noms de famille à particule. Parmi les 14 363 noms à particule, 2 415 (17 %) apparaissent dans la liste de l'ANF, ce qui représente 30 % des naissances de porteurs de noms à particule. À l'inverse, 97 % des noms de famille nobles enregistrés à l'ANF comportent une particule, et seulement 3 % (71 noms) n'en comportent pas. Cela confirme que la plupart des familles aristocratiques – mais pas toutes – portent un nom à particule, tandis que tous les porteurs d'une particule ne sont pas d'origine noble (voir Beck, 1981, ou Coulmont, 2019, qui parle de « noblesse d'apparence »). Ainsi, une identification basée sur la présence d'une particule est un indicateur simple et commode, mais imparfait, de noblesse. En classant à tort certains non-nobles parmi les nobles, cette erreur de mesure conduit à une surestimation du nombre de descendants de la noblesse et tend probablement à sous-estimer leur surreprésentation dans les grandes écoles. À l'inverse, l'inscription à l'ANF est sélective : toutes les familles nobles n'y sont pas enregistrées, l'association indique en couvrir plus des deux tiers. Cette mesure sous-estime le nombre total de descendants de la noblesse dans la population tout en étant susceptible de surestimer la surreprésentation des nobles dans les grandes écoles. Le recours à ces deux définitions permet ainsi d'encadrer empiriquement la proportion de descendants de la noblesse dans l'ensemble de la population comme parmi les élèves des grandes écoles.

3.2. Taux d'intégration relatif

Pour quantifier les inégalités d'accès aux grandes écoles, le taux d'intégration relatif (TIR) est une mesure simple, qui, dans notre cas, est proche d'un rapport de cotes tout en étant plus aisée à interpréter¹³. Pour une école ou un ensemble d'écoles donné et pour la cohorte c , le TIR compare le taux d'intégration ($TI_{c,N}$) des descendants de la noblesse (N) à celui ($TI_{c,N'}$) de la population sans origine noble (N') :

$$TIR_c = \frac{TI_{c,N}}{TI_{c,N'}} = \frac{S_{c,N} / B_{c,N}}{S_{c,N'} / B_{c,N'}}$$

où le taux d'intégration des descendants de la noblesse est défini comme le nombre de nobles ayant intégré des très grandes écoles dans la cohorte c ($S_{c,N}$) divisé par le nombre de

naissances nobles dans la même cohorte ($B_{c,N}$). Le taux d'intégration de la population sans ascendance noble se calcule de la même façon. Dans la suite, le calcul est effectué alternativement pour les neuf grandes écoles de l'échantillon principal (hors Sciences Po Paris), l'ensemble des dix grandes écoles, une école prise individuellement et notamment Sciences Po Paris, ou encore des sous-ensembles particuliers comme les écoles de commerce. Le TIR indique dans quelle mesure les individus d'ascendance noble ont plus (ou moins) de chances d'intégrer les très grandes écoles que le reste de la population. Un TIR égal à 1 signifie que les nobles et les roturiers ont des probabilités d'intégration comparables. Une valeur supérieure (resp. inférieure) à 1 indique que les nobles ont une probabilité plus élevée (resp. plus faible) d'intégration que les roturiers.

Bien que les taux d'intégration relatifs puissent être calculés directement, nous les estimons à l'aide de modèles binomiaux logarithmiques afin d'obtenir des intervalles de confiance. Pour chaque cohorte c , nous estimons la probabilité d'intégrer une grande école à l'aide de la spécification suivante :

$$\log[P(GE = 1|c, N)] = \alpha_c + \beta_c N$$

où GE est une variable indicatrice égale à 1 en cas d'intégration dans une grande école, et N une indicatrice d'ascendance noble fondée sur le nom de famille. L'exponentielle du coefficient β_c fournit le taux d'intégration relatif (TIR).

4. Résultats

Cette section montre que les familles nobles sont demeurées fortement surreprésentées dans les grandes écoles françaises les plus prestigieuses tout au long du siècle dernier, et que cette surreprésentation a progressivement diminué. Le tableau 3 présente les taux d'intégration relatifs (TIR) dans les neuf grandes écoles de l'échantillon principal (hors Sciences Po Paris) des individus issus de familles nobles pour les différentes cohortes de naissance. Les résultats sont présentés séparément pour les deux méthodes d'identification du lignage noble : par les noms à particule et par les noms enregistrés auprès de l'ANF.

13. Les études empiriques utilisent souvent le rapport de cotes (odds ratio) comme indicateur d'inégalité, calculé comme $\frac{p/(1-p)}{p'/(1-p')}$, où p et p' représentent les probabilités d'intégrer pour les deux groupes, par exemple. Le TIR, égal à $\frac{p}{p'}$, est plus simple. Les taux d'intégration dans les dix grandes écoles étant très faibles, les deux mesures donnent des résultats très proches ; le TIR présente l'avantage d'une interprétation plus simple.

Le taux d'intégration de l'ensemble de la population dans les dix grandes écoles étudiées varie entre 0,13 % et 0,25 % selon la cohorte (colonne 2). Les colonnes 3 et 7 montrent que les individus de familles nobles enregistrées à l'ANF sont environ trois fois moins nombreux que ceux ayant un nom à particule. Quel que soit l'indicateur de noblesse retenu, la part des individus issus de familles nobles dans la population française a augmenté au cours du XX^e siècle, ce qui reflète une fécondité plus élevée que le reste de la population. Par exemple, la proportion d'« autochtones » portant un nom à particule est passée de 1 sur 278 dans la cohorte 1891-1915 (0,36 %) à 1 sur 170 dans la cohorte 1966-1990 (0,59 %)^{14,15}.

Les colonnes 4 et 8 montrent que la part des descendants de la noblesse parmi les intégrés a peu évolué sur l'ensemble de la période : environ 4 % des étudiants des grandes écoles portent un nom de famille à particule et un peu moins de 2 % appartiennent à des familles nobles enregistrées à l'ANF. Le taux d'intégration dans une grande école des enfants d'origine noble est lui aussi resté pratiquement constant (colonnes 5 et 9) alors que le taux d'intégration de la population a augmenté (colonne 2). Sur l'ensemble de la période, environ 1,5 % des personnes portant un nom à particule et 2 % de celles issues de familles nobles enregistrées à l'ANF ont été diplômées de l'une des neuf grandes écoles de notre étude.

Du fait de la stabilité du taux d'intégrés parmi les enfants de nobles et de l'augmentation de celui-ci pour la population générale, le taux d'intégration

relatif des familles nobles a diminué au fil du temps. Un siècle après la Révolution française, les individus nés entre 1891 et 1915 et portant un nom à particule avaient 11,6 fois plus de chances que le reste de la population d'intégrer une grande école de l'échantillon. L'avantage était encore plus marqué pour les nobles répertoriés par l'ANF, qui avaient 15,1 fois plus de chances de l'être. Deux siècles après la Révolution, pour la cohorte la plus récente de notre échantillon (1971-1995), cet avantage reste élevé, atteignant 6,5 pour les porteurs de particule et 8,9 pour les familles répertoriées à l'ANF.

Quel que soit l'indicateur de noblesse utilisé, étroit (ANF) ou large (nom à particule), la surreprésentation des descendants de nobles dans les très grandes écoles reste importante, bien qu'en déclin continu. Comme le montre le tableau S-2 de l'Annexe en ligne ces résultats se confirment lorsque l'analyse est élargie aux noms de famille non autochtones : on obtient alors des magnitudes légèrement plus faibles mais des tendances comparables. Les taux d'intégration relatifs des nobles diminuent au cours de la période de 11,1 à 5,6 pour les porteurs de particules et de 14,5 à 7,6 pour les familles enregistrées auprès de l'ANF.

14. Le tableau S-2 de l'Annexe en ligne montre que l'augmentation est plus faible lorsque l'on considère l'ensemble de la population, y compris les noms de famille non autochtones. Étant donné les pertes démographiques considérables subies par les familles aristocratiques pendant la Première Guerre mondiale (voir section 1), la hausse des taux de natalité parmi les nobles de la cohorte 1916-1940 pourrait refléter une stratégie délibérée pour restaurer leur lignée.

15. Rappelons que Chaussinand-Nogaret (1976) a estimé que les familles nobles constituaient environ 0,5 % de la population française à la fin de l'Ancien Régime.

Tableau 3 – Individus de lignée aristocratique dans les neuf grandes écoles de l'échantillon principal

		Porteurs d'un nom à particule				Porteurs d'un nom enregistré à l'Association de la Noblesse Française			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Cohorte de naissance	Taux d'intégration global (%)	Part de la population (%)	Part parmi les étudiants (%)	Taux d'intégration (%)	Taux d'intégration relatif	Part de la population (%)	Part parmi les étudiants (%)	Taux d'intégration (%)	Taux d'intégration relatif
1891-1915	0,13	0,36	4,0	1,4	11,6 (10,4-12,9)	0,12	1,7	1,9	15,1 (12,8-17,9)
1916-1940	0,14	0,44	4,3	1,4	10,0 (9,1-11,0)	0,14	1,9	1,9	13,9 (12,0-16,0)
1941-1965	0,17	0,48	3,7	1,3	7,9 (7,3-8,6)	0,15	1,8	2,0	12,0 (10,6-13,6)
1966-1990	0,25	0,59	3,6	1,5	6,4 (5,9-6,9)	0,20	1,7	2,1	8,5 (7,6-9,7)
1971-1995	0,22	0,59	3,8	1,4	6,6 (6,0-7,1)	0,20	1,8	2,0	8,9 (7,8-10,1)

Note : pour les porteurs de noms de famille à particule et de noms de famille enregistrés à l'ANF, le tableau indique leur part dans la population, la part des descendants nobles parmi les étudiants des grandes écoles et leur taux d'intégration. Le taux d'intégration relatif est le rapport entre ce dernier chiffre et le taux d'intégration des individus sans ascendance noble. L'intervalle de confiance à 95 % est indiqué entre parenthèses. Le tableau indique également le taux d'intégration pour l'ensemble de la population. Les chiffres se réfèrent à la population portant un nom autochtone telle que défini à la section 2. Le tableau S-2 de l'Annexe en ligne présente les résultats quand on inclut tous les noms de famille, tandis que le tableau S-3 de l'Annexe en ligne étend l'analyse à l'ensemble des dix écoles pour la population portant un nom autochtone et pour l'ensemble de la population.

Source : données GENES (1911-2015) ; Fichiers des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), Insee.

La surreprésentation des descendants de la noblesse varie selon les grandes écoles. En utilisant les noms de famille à particule comme indicateur de noblesse, la figure II présente les taux d'intégration relatifs des nobles par catégorie d'écoles et pour trois grandes écoles particulières, dont Sciences Po Paris. Historiquement, Sciences Po était l'institution présentant la plus forte concentration aristocratique. Dans la cohorte 1891-1915, les individus ayant un nom de famille à particule avaient 38 fois plus de chances d'intégrer cette école que leurs homologues non nobles, tandis que ceux dont le nom est enregistré à l'ANF avaient un taux d'intégration 51 fois plus élevé. Si les porteurs de particule ne représentaient que 0,36 % des naissances de cette cohorte, ils comptaient pour 12 % des étudiants de Sciences Po Paris. Dans cette même cohorte, jusqu'à 5,1 % des membres de familles répertoriées à l'ANF ont étudié à Sciences Po. Si la surreprésentation des nobles à Sciences Po a régulièrement reculé tout au long du XX^e siècle, pour converger vers celle observée dans les autres grandes écoles, leur probabilité d'intégration reste néanmoins cinq à sept fois supérieure à celle de la population générale¹⁶.

La figure II illustre également la manière dont les familles nobles ont réparti leurs investissements éducatifs entre les différentes écoles. Créée en 1945, l'École nationale d'administration (ENA) a d'abord admis un nombre important d'élèves

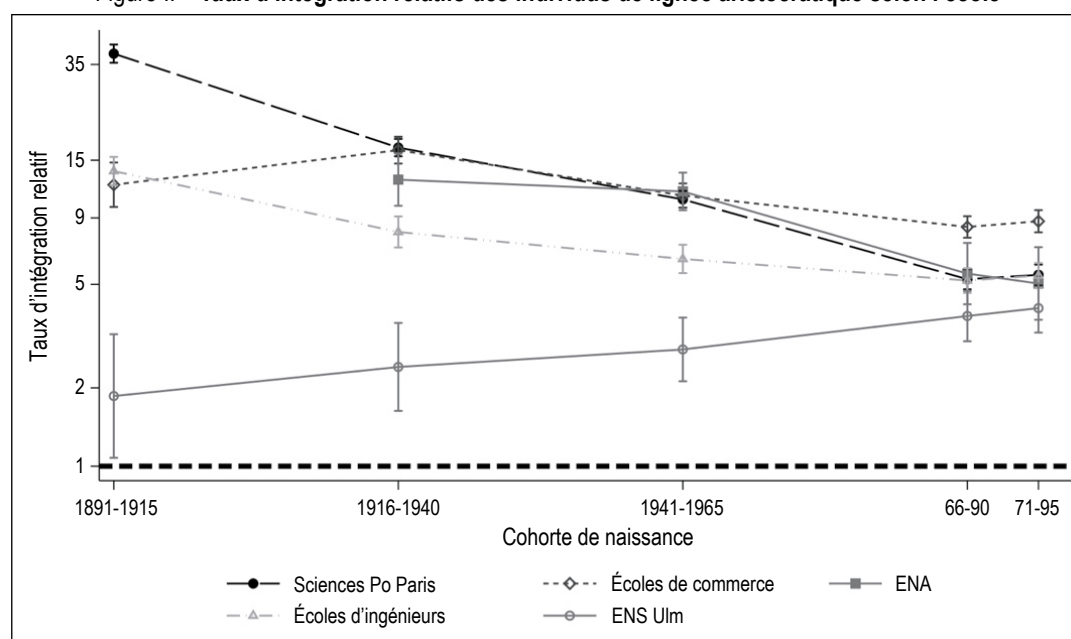
de lignée noble, avec un TIR de 13 pour la cohorte 1916-1940. Pour la cohorte 1971-1995, ce taux est passé à 5, positionnant l'ENA à un niveau de surreprésentation des nobles comparable aux autres grandes écoles étudiées. À l'inverse, la surreprésentation des descendants d'aristocrates était historiquement faible à l'ENS Ulm. Cette particularité s'est progressivement estompée et la proportion d'élèves nobles a fini par y atteindre des niveaux comparables à ceux des autres grandes écoles. Enfin, la noblesse est désormais la plus surreprésentée dans les écoles de commerce.

Le tableau 4 détaille la surreprésentation des nobles école par école. Des différences notables apparaissent entre les deux écoles de commerce de l'échantillon. Dans les deux cohortes de la première moitié du XX^e siècle, le TIR des nobles inscrits à l'ANF est de 40,5 puis 36,9 pour l'ESSEC, contre seulement 5,5 et 16,1 pour l'ESCP. Cependant, les niveaux de surreprésentation des familles nobles sont devenus comparables entre les deux écoles à partir de la cohorte 1941-1965¹⁷. Un schéma comparable se

16. Harsanyi (2005) souligne également la forte présence de familles nobles dans le faubourg Saint-Germain à Paris, quartier où se trouve Sciences Po.

17. La fondation de l'ESSEC par des Jésuites en 1907 est une particularité notable, la plupart des grandes écoles étant dès l'origine des institutions laïques. Bien que sa gestion ait été transférée à la Chambre de commerce de Versailles en 1980, elle doit possiblement son attractivité initiale auprès des familles nobles à ses origines religieuses.

Figure II – Taux d'intégration relatifs des individus de lignée aristocratique selon l'école



Note : la lignée aristocratique est identifiée par le port d'un nom à particule. L'axe vertical utilise une échelle logarithmique, les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95 %. La figure S-IV de l'Annexe en ligne présente les mêmes informations quand on identifie la lignée aristocratique par le port d'un nom enregistré à l'ANF.

Source : données GENES (1911-2015) ; Fichiers des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), Insee.

dessine dans les écoles d'ingénieurs. Au début du XX^e siècle, l'École polytechnique (institution à statut militaire) et les Mines de Paris accueillent une plus grande proportion d'élèves nobles que les autres institutions scientifiques, mais ces différences se sont progressivement estompées. Ces convergences reflètent vraisemblablement un processus plus large d'alignement entre les différentes grandes écoles, sous l'effet combiné de dynamiques concurrentielles et de la standardisation internationale, qui ont progressivement réduit les écarts en matière de programmes, de recrutement et de positionnement des grandes écoles (Bourdieu, 1989)¹⁸.

Longtemps très masculines, les grandes écoles ont amorcé un processus de féminisation au

cours des dernières décennies. La question se pose de savoir comment cette évolution s'est traduite dans les milieux aristocratiques, où les stratégies éducatives sont traditionnellement différenciées pour les filles et les garçons. La figure III compare les taux d'intégration relatifs de la noblesse chez les hommes et les femmes à Sciences Po Paris (panel A) et dans les écoles de commerce (panel B), où les familles nobles

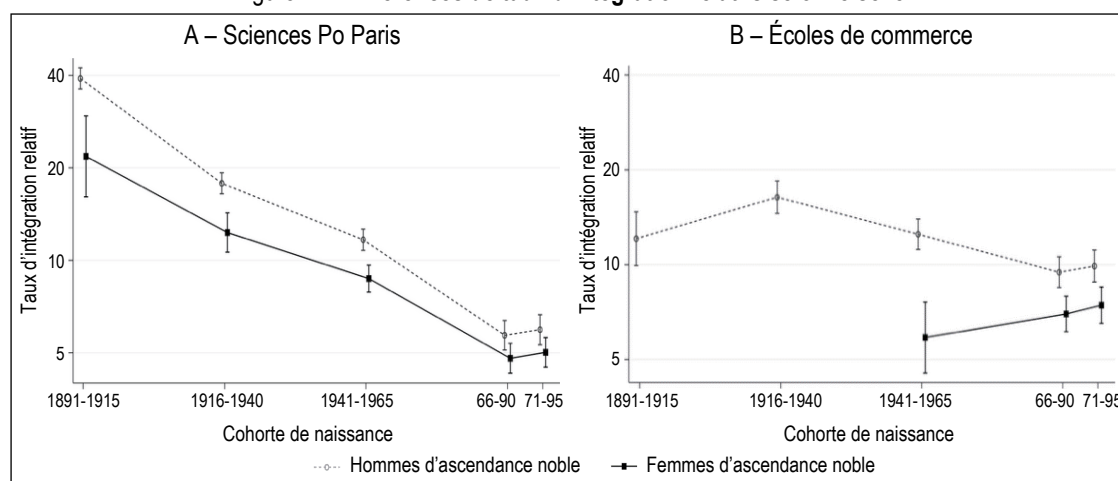
18. Plusieurs facteurs peuvent expliquer l'uniformité croissante entre les établissements : l'adaptation aux demandes du marché, la standardisation des programmes d'études alignés sur les normes mondiales, l'influence grandissante des classements et des accréditations internationales, et les processus de recrutement de plus en plus uniformes pour les étudiants et les enseignants. Plus récemment, le regroupement de concours au sein de banques d'épreuves communes à plusieurs écoles a sans doute renforcé cette tendance en favorisant la convergence institutionnelle.

Tableau 4 – Taux d'intégration relatifs des individus de lignée aristocratique par grande école

	Porteurs d'un nom à particule				
Cohorte	1891-1915	1916-1940	1941-1965	1966-1990	1971-1995
Sciences Po Paris	38,5 (35,6-41,8)	16,7 (15,5-18,1)	10,6 (9,8-11,4)	5,2 (4,8-5,7)	5,4 (5,0-6,0)
ENA	-	12,6 (10,0-15,9)	11,3 (9,6-13,4)	5,4 (4,2-7,2)	5,0 (3,7-6,9)
ENS Ulm	1,8 (1,1-3,2)	2,4 (1,6-3,6)	2,8 (2,1-3,7)	3,7 (3,0-4,7)	4,0 (3,3-5,0)
ESPCI Paris	3,1 (1,6-6,1)	4,6 (2,9-7,4)	6,3 (4,4-9,1)	2,8 (2,0-4,3)	3,2 (2,3-4,6)
Polytechnique	14,9 (13,0-17,2)	9,1 (7,8-10,7)	6,7 (5,8-7,9)	6,1 (5,4-7,1)	6,2 (5,4-7,2)
Ponts et Chaussées	8,3 (6,0-11,7)	4,8 (3,3-7,1)	6,7 (5,4-8,5)	5,5 (4,6-6,8)	6,2 (5,2-7,5)
Télécom Paris	6,2 (2,8-14,1)	5,2 (3,5-7,9)	3,9 (3,0-5,3)	4,0 (3,3-5,0)	3,8 (3,0-4,9)
Mines Paris	18,0 (13,7-23,8)	9,3 (7,0-12,4)	5,3 (4,0-7,3)	4,9 (3,9-6,2)	5,4 (4,3-6,9)
ESSEC	34,2 (27,3-42,9)	24,9 (21,4-29,1)	11,1 (9,7-12,8)	8,6 (7,7-9,7)	9,1 (8,1-10,4)
ESCP	4,0 (2,7-5,9)	11,0 (9,3-13,0)	11,0 (9,7-12,6)	8,0 (7,2-9,0)	8,3 (7,4-9,4)
Neuf écoles de l'échantillon principal	11,5 (10,4-12,9)	10,0 (9,1-11,0)	7,9 (7,3-8,6)	6,3 (5,9-6,9)	6,5 (6,0-7,1)
Les dix écoles	23,2 (21,6-25,0)	13,5 (12,6-14,5)	9,3 (8,6-9,9)	5,9 (5,4-6,3)	6,1 (5,6-6,5)
	Porteurs d'un nom enregistré à l'Association de la Noblesse Française				
Cohorte	1891-1915	1916-1940	1941-1965	1966-1990	1971-1995
Sciences Po Paris	51,3 (45,5-57,9)	23,1 (20,6-26)	14,9 (13,3-16,8)	6,5 (5,7-7,6)	6,7 (5,9-7,8)
ENA	-	16,9 (12,1-23,7)	17,9 (14,3-22,6)	6,2 (4,0-9,8)	6,4 (3,9-10,6)
ENS Ulm	0,4 (0,1-3,1)	3,8 (2,2-6,7)	4,0 (2,7-6,1)	5,2 (3,8-7,3)	5,9 (4,4-8,0)
ESPCI Paris	3,2 (1,0-10,1)	4,8 (2,2-10,9)	11,6 (7,3-18,7)	4,2 (2,4-7,4)	3,9 (2,3-6,9)
Polytechnique	21,0 (17,1-25,8)	11,0 (8,7-14,1)	9,4 (7,4-12,1)	8,3 (6,8-10,2)	8,5 (7,0-10,5)
Ponts et Chaussées	10,0 (6,0-16,8)	6,1 (3,5-11)	8,0 (5,6-11,5)	7,3 (5,5-9,8)	7,7 (5,9-10,3)
Télécom Paris	9,5 (3,1-30,0)	7,6 (4,2-13,9)	4,9 (3,1-7,9)	5,0 (3,7-6,9)	4,5 (3,2-6,5)
Mines Paris	21,6 (14,2-33,0)	8,9 (5,5-14,8)	8,1 (5,1-12,8)	7,7 (5,6-10,6)	7,8 (5,4-11,3)
ESSEC	40,4 (28,7-57,1)	36,9 (29,7-45,9)	17,4 (14,3-21,2)	12,0 (10,1-14,3)	12,8 (10,7-15,4)
ESCP	5,5 (3,1-9,9)	16,1 (12,5-20,9)	16,5 (13,7-20,1)	10,1 (8,6-12,1)	10,9 (9,1-13)
Neuf écoles de l'échantillon principal	15,1 (12,8-17,9)	13,8 (12,0-16,0)	12,0 (10,6-13,6)	8,5 (7,6-9,7)	8,8 (7,8-10,1)
Les dix écoles	31,2 (27,9-34,9)	18,7 (16,8-20,8)	13,4 (12,1-14,9)	7,8 (6,9-8,6)	7,9 (7,1-8,9)

Note : les intervalles de confiance à 95 % sont indiqués entre parenthèses. Les deux dernières lignes regroupent les résultats pour les neuf grandes écoles de l'échantillon principal et pour l'échantillon complet de dix écoles (y compris Sciences Po Paris).
Source : données GENES (1911-2015) ; Fichiers des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), Insee.

Figure III – Différences de taux d'intégration relatifs selon le sexe



Note : la lignée aristocratique est identifiée par le port d'un nom à particule. Les écoles de commerce sont l'ESCP et l'ESSEC (figure B). L'axe vertical utilise une échelle logarithmique, les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95 %. La figure S-V de l'Annexe en ligne présente les mêmes informations quand on identifie la lignée aristocratique par le port d'un nom enregistré à l'ANF.

Source : données GENES (1911-2015) ; Fichiers des noms patronymiques de 1891 à 1990 (édition 1999), Insee.

ont été particulièrement représentées à travers les cohortes¹⁹. Les résultats révèlent un net avantage masculin : les taux relatifs d'accès aux très grandes écoles sont plus élevés pour les hommes que pour les femmes, mais l'écart s'est progressivement réduit au fil des cohortes.

Alors que la transmission intergénérationnelle d'un diplôme de très grande école apparaît comparable pour les filles et les garçons, voire peut même être légèrement favorable aux filles (Benveniste, 2023), ces résultats sont cohérents avec les études historiques sur les stratégies éducatives genrées dans les familles nobles. De Saint-Martin (1993) observe par exemple qu'au milieu du XX^e siècle, les familles nobles scolarisaient systématiquement leurs fils au lycée, tandis que l'accès des filles à ces établissements y était souvent découragé, voire jugé inapproprié.

* *

Cette étude met en évidence la surreprésentation des familles nobles dans les grandes écoles les plus prestigieuses, même deux siècles après la Révolution. L'utilisation de deux indicateurs de noblesse basés sur le nom de famille (présence d'une particule et inscription à l'Association d'entraide de la Noblesse Française) permet d'adopter à la fois une définition large et une définition plus stricte du statut aristocratique. Leur combinaison avec des données sur les élèves de dix grandes écoles très prestigieuses et avec des données agrégées de naissances permet de retracer l'évolution des taux d'intégration des

individus de familles nobles relativement à ceux du reste de la population.

Parmi les cohortes nées entre 1891 et 1995, les porteurs de noms à particule représentaient autour de 0,5 % de la population française, mais environ 4 % des élèves des très grandes écoles, et même près de 12 % à Sciences Po pour la cohorte 1891-1915. Malgré une diminution de leur surreprésentation au fil du temps, les descendants de familles aristocratiques demeurent, dans les cohortes les plus récentes, six à neuf fois plus susceptibles que les autres d'intégrer l'une des neuf grandes écoles prestigieuses de l'échantillon principal. Cette baisse résulte de la combinaison de taux d'intégration relativement stables pour les nobles et d'une hausse des taux d'intégration des enfants de non-nobles.

Plus généralement, ces résultats montrent que, malgré l'abolition des privilèges aristocratiques historiques, les inégalités entre les familles d'ascendance noble et roturière n'ont pas disparu. Les familles nobles ont investi le système éducatif républicain, alors que les diplômes prestigieux se sont imposés comme un ressort central de l'accès aux positions d'élite. Cette dynamique est cohérente avec le modèle de conversion des capitaux décrit par Bourdieu. Comme l'explique de Saint-Martin (2015), les familles nobles maintiennent leur statut grâce à une combinaison de capitaux symbolique, culturel, social et économique, qui se manifestent à travers leurs

19. Les taux d'intégration relatifs ont été calculés séparément pour les hommes, en comparant les hommes nobles aux hommes non nobles, et pour les femmes, en comparant les femmes nobles aux femmes non nobles. Cette approche tient ainsi compte des différences de mixité entre écoles.

titres aristocratiques, leurs propriétés foncières, leurs diplômes, leurs réseaux et leur patrimoine. Si le capital symbolique reste au cœur de l'identité noble, sa capacité à produire des avantages sociaux dépend de sa transformation stratégique en formes de capital dotées d'une valeur contemporaine, en particulier les titres scolaires prestigieux.

Au-delà de l'éducation, cet avantage aristocratique est aussi préservé par les mécanismes clés de la filiation et de l'homogamie (de Saint-Martin, 2015). Historiquement, les familles nobles se sont appuyées sur des réseaux familiaux denses et exclusifs pour consolider leur pouvoir, leur richesse et leur influence à travers les générations (Haldén, 2020). Les liens de parenté augmentent non seulement la valeur des diplômes d'élite grâce au capital social (Kramarz & Skans, 2014), mais constituent aussi un canal privilégié d'accès aux positions prestigieuses dans la politique, les affaires et la fonction publique (O'Brien, 2024). Ce réseau interconnecté de familles nobles contribue à la résilience mais surtout à la continuité de l'ancienne noblesse au sommet de la hiérarchie sociale.

L'analyse révèle également un schéma genré : les fils de familles nobles présentent des taux d'intégration relatifs plus élevés que les filles de nobles dans les très grandes écoles, même si l'écart s'est progressivement réduit. Alors que les unions entre diplômés des mêmes établissements sont devenues plus courantes (Goux & Maurin, 2003 ; Ford, 2020) et que l'éducation des élites – en particulier dans les grandes écoles – favorise de plus en plus les unions endogames (Bouchet-Valat, 2014), la présence inégale des hommes et des femmes aristocrates dans ces établissements suggère la persistance de pratiques sociales exclusives. Lorsque l'appariement assortatif éducatif ne suffit pas à assurer la reproduction du lignage aristocratique, des événements tels que les rallyes (événements sociaux formalisés de passage à l'âge adulte

favorisant les rencontres homogames) peuvent notamment contribuer au maintien des lignées nobles (de Saint-Martin, 1985).

Des recherches futures, reposant sur la collecte de données supplémentaires, pourraient permettre de mieux comprendre la persistance des élites, notamment les mécanismes sociaux à l'origine de cet avantage noble, son ampleur par rapport à celle observée pour d'autres groupes sociaux, ainsi que les hiérarchies internes à la noblesse. Une classification plus fine de la noblesse permettrait de distinguer les lignées aristocratiques établies de longue date des familles anoblies au XVIII^e siècle ou au début du XIX^e siècle, ainsi que les familles nobles de haut rang (par exemple les descendants de ducs ou de princes) de celles détenant des titres moins élevés, contribuant ainsi à affiner la compréhension des hiérarchies internes à l'aristocratie. Par ailleurs, afin de mieux distinguer un éventuel effet statutaire ou culturel de la noblesse de celui du capital culturel, social ou économique, disposer d'informations sur le diplôme ou le niveau de vie des parents permettrait d'éclairer les mécanismes à l'origine de la surreprésentation des étudiants d'ascendance noble dans les très grandes écoles. Enfin, la comparaison de l'ampleur de cette surreprésentation avec celle observée pour d'autres groupes sociaux permettrait de mieux en situer la portée.

En intégrant les hiérarchies et distinctions sociales anciennes dans la littérature plus large sur les inégalités scolaires et la mobilité sociale, cette étude suggère que ces legs du passé contribuent encore à structurer l'accès aux diplômes les plus prestigieux. Loin de disparaître simplement, le privilège nobiliaire semble s'être reconfiguré de manière stratégique, les familles aristocratiques s'adaptant à des environnements institutionnels en mutation pour maintenir leur présence dans les cercles d'élite. Ces héritages durables de l'histoire continuent ainsi de façonner l'accès aux positions d'élite dans la société française. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8743896/ES548_Benveniste_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Albouy, V. & Wanecq, T. (2003).** Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles. *Économie et Statistique*, 361(1), 27–52. <https://doi.org/10.3406/estat.2003.7351>
- Anelli, M. (2020).** The Returns to Elite University Education: A Quasi-Experimental Analysis. *Journal of the European Economic Association*, 18(6), 2824–2868. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz070>
- Bataille, P. & Falcon, J. (2022).** La « voie royale » ? : Note de recherche sur les dynamiques d'accès aux fractions supérieures de l'espace social français. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 245(5), 36–61. <https://doi.org/10.3917/arss.245.0036>
- Beck, T. (1981).** The French Revolution and the Nobility: A Reconsideration. *Journal of Social History*, 15(2), 219–233. <https://doi.org/10.1353/jsh/15.2.219>
- Belhoste, B. (2002).** Anatomie d'un concours. L'organisation de l'examen d'admission à l'École polytechnique de la Révolution à nos jours. *Histoire de l'éducation*, 94, 141–175. <https://doi.org/10.4000/histoire-education.827>
- Benveniste, S. (2021).** *Grandes Écoles in the 20th century, the field of the French elites: Social reproduction, dynasties, networks* [PhD Thesis]. Aix-Marseille Université. <https://theses.fr/2021AIXM0576>
- Benveniste, S. (2023).** Like Father, Like Child: Intergenerational Mobility in the French Grandes Écoles throughout the 20th century. *AMSE Working Paper* N°18. https://www.amse-aixmarseille.fr/sites/default/files/working_papers/wp_2023_-_nr_18.pdf
- Benz, P., Araujo, P., Legentilhomme, G., Mach, A., Piguët, S., Strebel, M. A. & Widmer, E. (2024).** The Swiss Patrician Families between Decline and Persistence: Power Positions and Kinship Ties (1890–1957). *Social Science History*, 48(2), 331–360. <https://doi.org/10.1017/ssh.2024.6>
- Birnbaum, P., Barucq, C., Bellaïche, M. & Marié, A. (1978).** *La classe dirigeante française : Dissociation, interpénétration, intégration*. Paris: Presses universitaires de France.
- Bloch, M. (1939).** *La société féodale*. Paris: Albin Michel.
- Bonneau, C., Charousset, P., Grenet, J. & Thebault, G. (2021).** Quelle démocratisation des grandes écoles depuis le milieu des années 2000 ? *Rapport Institut Des Politiques Publiques* N° 30. <https://www.ipp.eu/publication/janvier-2021-quelle-democratisation-grandes-ecoles-depuis-le-milieu-des-annees-2000/>
- Bouchet-Valat, M. (2014).** Les évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociales en France (1969-2011): Ouverture d'ensemble, repli des élites. *Revue Française de Sociologie*, 55(3), 459–505. <https://doi.org/10.3917/rfs.553.0459>
- Bourdieu, P. (1989).** *La Noblesse d'État. Grandes écoles et esprit de corps*. Paris: Les Éditions de Minuit.
- Bourdieu, P. & Wacquant, L. J. (1993).** From Ruling Class to Field of Power: An Interview with Pierre Bourdieu on La Noblesse d'État. *Theory, Culture & Society*, 10(3), 19–44. <https://doi.org/10.1177/026327693010003002>
- Breen, R. & Müller, W. (2020).** *Education and Intergenerational Social Mobility in Europe and the United States*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Chaussinand-Nogaret, G. (1976).** *La noblesse au XVIIIe siècle : De la féodalité aux lumières*. Paris: Hachette.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N. & Yagan, D. (2020).** Income Segregation and Intergenerational Mobility Across Colleges in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(3), 1567–1633. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa005>
- Clark, G. & Cummins, N. (2014).** Surnames and Social Mobility in England, 1170–2012. *Human Nature*, 25(4), 517–537. <https://doi.org/10.1007/s12110-014-9219-y>
- Coulmont, B. (2019).** Dupont n'est pas du Pont. Sociographie de la noblesse d'apparence. *Histoire & Mesure*, 34(XXXIV–2), 153–192. <https://doi.org/10.4000/histoiremesure.10468>
- Defauconpret, B. (1999).** *Les preuves de noblesse au XVIIIe siècle. La réaction aristocratique : Avec un recueil de tous les ordres, honneurs, fonctions, écoles, chapitres réservés à la noblesse*. L'Intermédiaire des chercheurs et curieux.
- Dewald, J. (1996).** *The European Nobility, 1400-1800*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dousset, L. & Thebault, G. (2025).** The End of a Gender Quota in Elite Higher Education. Mimeo.
- Doyle, W. (1996).** *Venality: The Sale of Offices in Eighteenth-century France*. Oxford University Press.
- Dronkers, J. (2003).** Has the Dutch Nobility Retained its Social Relevance during the 20th Century? *European Sociological Review*, 19(1), 81–96. <https://doi.org/10.1093/esr/19.1.81>
- Dudouet, F. & Vion, A. (2024).** *Sociologie des dirigeants de grandes entreprises*. Paris: La Découverte, Repères.

- Dupâquier, J. & Kessler, D. (1992).** *La société française au XIX^e siècle : Tradition, transition, transformations*. Paris: Fayard.
- Elias, N. (1985).** *La société de cour*. Paris: Flammarion.
- Euriat, M. & Thélot, C. (1995).** Le recrutement social de l'élite scolaire en France : Évolution des inégalités de 1950 à 1990. *Revue Française de Sociologie*, 403–438. <https://doi.org/10.2307/3322163>
- Falcon, J. & Bataille, P. (2018).** Equalization or Reproduction? Long-Term Trends in the Intergenerational Transmission of Advantages in Higher Education in France. *European Sociological Review*, 34(4), 335–347. <https://doi.org/10.1093/esr/jcy015>
- Ford, K. S. (2020).** Marrying Within the Alma Mater: Understanding the Role of Same-University Marriages in Educational Homogamy. *Sociological Research Online*, 25(2), 254–272. <https://doi.org/10.1177/1360780419867710>
- Goux, D. & Maurin, É. (2003).** Who Marries Whom in France? In: H.-P. Blossfeld & A. Timm (Eds.), *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, pp. 57–78. Dordrecht: Springer.
- Gurgand, M. & Maurin, É. (2007).** Démocratisation du secondaire et inégalités salariales : L'expansion éducative d'après-guerre. *Une Jeunesse Difficile : Portrait Économique et Social de La Jeunesse Française*, 82–105. <https://shs.cairn.info/revue-Annales-2006-4-page-845>
- Haldén, P. (2020).** *Family Power: Kinship, War and Political Orders in Eurasia, 500–2018*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Harsanyi, D. P. (2005).** A resilient elite. Survival and decadence. *Scandinavian Journal of History*, 30(3–4), 286–297. <https://doi.org/10.1080/03468750500319529>
- Hoekstra, M. (2009).** The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 717–724. <https://doi.org/10.1162/rest.91.4.717>
- Kahn, S. & Ginther, D. (2017).** Women and STEM. National Bureau of Economic Research, *Working Paper Series* N° 23525. <https://doi.org/10.3386/w23525>
- Kézdy, É. S. (2019).** The Descendants of Former Aristocratic Families in Hungary at the Turn of the 21st Century. *Acta Universitatis Sapientiae, Social Analysis*, 9, 9–27. <https://doi.org/10.2478/ausoc-2019-0002>
- Kramarz, F. & Skans, O. N. (2014).** When Strong Ties are Strong: Networks and Youth Labour Market Entry. *The Review of Economic Studies*, 81(3), 1164–1200. <https://doi.org/10.1093/restud/rdt049>
- Kuiper, Y., Bijleveld, N. & Dronkers, J. (2015).** *Nobilities in Europe in the Twentieth century*. Leuven: Peeters.
- Mayer, A. J. (1981).** *The persistence of the Old Regime: Europe to the Great War*. New York: Pantheon.
- Mension-Rigau, É. (2015).** *Singulière noblesse : L'héritage nobiliaire dans la France contemporaine*. Paris: Fayard.
- Mension-Rigau, É. (2019).** *Enquête sur la noblesse. La permanence aristocratique*. Paris: Perrin.
- O'Brien, S. (2024).** The family web: Multigenerational class persistence in elite populations. *Socio-Economic Review*, 22(1), 1–27. <https://doi.org/10.1093/ser/mwad033>
- Piketty, T. (2020).** *Capital and Ideology*. Cambridge: Harvard University Press.
- de Saint-Martin, M. (1985).** Les stratégies matrimoniales dans l'aristocratie. *Actes de la recherche en Sciences sociales*, 59, 74–77. <https://doi.org/10.3406/arss.1985.2273>
- de Saint-Martin, M. (1993).** *L'espace de la noblesse*. Paris: Métailié.
- de Saint-Martin, M. (2015).** Reconversions and Downward Social Mobility among Nobilities in the Twentieth and Twenty-First Centuries. In: Y. Kuiper, N. Bijleveld, & J. Dronkers (Eds.), *Nobilities in Europe in the Twentieth Century. Reconversion Strategies, Memory Culture and Elite Formation*, pp. 305–322. Leuven: Peeters.
- Santavirta, T. & Stuhler, J. (2024).** Name-Based Estimators of Intergenerational Mobility. *The Economic Journal*, ueae035. <https://doi.org/10.1093/ej/ueae035>
- Stone, L. (1971).** Prosopography. *Daedalus*, 100(1), 46–79. <https://www.jstor.org/stable/20023990>
- Suleiman, E. N. (1978).** *Elites in French society: The politics of Survival*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Wagner, A. C. (2008).** Mariages assortis et logiques de l'entre-soi dans l'aristocratie et dans la haute bourgeoisie. *Migrations Société*, 119(5), 229–242. <https://shs.cairn.info/revue-migrations-societe-2008-5-page-229>
- de Waresquiel, E. (2005).** *L'histoire à rebrousse-poil : Les élites, la Restauration, la Révolution*. Paris: Fayard.

N° 547 (2025)

DISCRIMINATIONS

- Prévenir les discriminations par une action de formation : une évaluation / *Preventing Discrimination Through Training Measures: An Assessment* – Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty & Pascale Petit

EVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES

- Introduction – L'évaluation des politiques publiques. Sélection d'articles présentés à la 9^e conférence sur l'évaluation des politiques publiques organisée par l'AFSE et la Direction générale du Trésor / *Introduction – Evaluation of Public Policies. A Selection of Papers Presented at the 9th Annual Conference on Public Policy Evaluation, Hosted by the AFSE and the Directorate General of the Treasury* – Étienne Lehmann
- Les effets macroéconomiques associés au bouclier tarifaire : une évaluation conduite à l'aide du modèle multisectoriel ThreeME / *The Macroeconomic Effects of the Energy Price Cap: An Evaluation Conducted Using the ThreeME Multisectoral Model* – Paul Malliet & Anissa Saumtally
- Distance entre métiers et transitions professionnelles des demandeurs d'emploi après une formation / *Skill Distance Between Occupations and Post-Training Professional Transitions of Jobseekers* – Kevin Michael Frick, Yagan Hazard, Damien Mayaux & Thomas Zuber

N° 546 (2025)

RETRAITE ET VIEILLISSEMENT / PENSIONS AND AGEING

- Introduction – Inégalités sociales de santé et inégalités de genre en matière de retraite et de vieillissement / *Introduction – Health and Gender Inequalities in Retirement and Ageing* – Camille Chaserant & Ronan Mahieu
- Le recours aux pensions d'invalidité selon les revenus du travail en début de carrière / *How Does the Probability of Benefiting From a Disability Pension Vary With Early Career Earned Income?* – Anam Mohammad, Delphine Roy, Maxime Tô & Todor Tochev
- Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ? / *Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?* – Patrick Aubert
- Quels mécanismes de redistribution du système de retraite entre femmes et hommes ? Une approche sur cycle de vie / *Mechanisms of Male-Female Redistribution in the Pensions System: A Life Cycle Approach* – Frédérique Nortier-Ribordy

AGRICULTURE

- La répartition de la consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées. Essai de comparaison européenne / *The Breakdown of Final Consumption of Agrifood Products Into Values Added. Attempting a Europe-Wide Comparison* – Philippe Boyer & Jean-Pierre Butault

N° 545 (2024)

LES MÉNAGES FACE AU DÉFI ENVIRONNEMENTAL / HOUSEHOLDS AND THE ENVIRONMENTAL CHALLENGE

- Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ? / *Spatial Preferences for the Location of Offshore Wind Farms* – François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault & Nicolas Rollo
- L'influence des caractéristiques et des décisions des ménages sur leur empreinte carbone : une analyse par régression quantile / *Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis* – Raphaël Semet
- Tarification du carbone et subventions vertes : quelle combinaison des deux est optimale ? / *Carbon Pricing and Green Subsidies: What Is the Optimal Combination of the Two?* – Riyad Abbas, Mathieu Fouquet & Alexandre Godzinski

LES REVENUS AU COURS DE LA VIE / INCOME MOBILITY

- La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021 / *Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period* – Tristan Loisel et Michaël Sicsic

N° 544 (2024)

ENVIRONNEMENT : LA RÉDUCTION DES ÉMISSIONS DE CARBONE / ENVIRONMENT: THE REDUCTION OF CARBON EMISSIONS

- En chemin vers la neutralité carbone. Mais quel chemin ? / *On the Way to Net Zero. But Which Way?* – Riyad Abbas, Nicolas Carnot, Matthieu Lequien, Alain Quartier-la-Tente & Sébastien Roux
- À la chasse aux « zombies bruns » pour réduire les émissions de carbone de l'industrie / *Hunting "Brown Zombies" to Reduce Industry's Carbon Emissions* – Gert Bijnens & Carine Swartenbroekx
- Commentaire – Le défi du siècle et la science économique / *Comment – The Challenge of the Century and Economics* – Aude Pommeret

ENTREPRISES / COMPANIES

- Difficultés de recrutement anticipées par les entreprises : quels facteurs explicatifs en France ? / *Recruitment Difficulties Anticipated by Companies: What Are the Explanatory Factors in France?* – Thomas Bézy, Catherine Bruneau, Cédric Crofils, Étienne Lavenant & Dimitris Mavridis
- Diversité sectorielle et croissance de l'emploi local en France / *Sectoral Diversity and Local Employment Growth in France* – Mounir Amdaoud & Nadine Levratto

N° 543 (2024)

ENVIRONNEMENT : LES ENJEUX ÉCONOMIQUES DU DÉFI CLIMATIQUE / ENVIRONMENT: THE ECONOMIC STAKES OF THE CLIMATE CHALLENGE

- Coûts & co-bénéfices des politiques de transition climatique : comment seront-ils retracés par les indicateurs de niveau de vie & de bien-être ? / *Costs and Co-Benefits of Climate Transition Policies: How Accurately Will They Be Measured by Standard of Living and Well-Being Indicators?* – Didier Blanchet & Craig Pesme
- La sobriété énergétique choisie : chocs de préférences & biais comportementaux / *Chosen Energy Sufficiency: Preference Shocks and Behavioural Biases* – Miquel Oliu-Barton, Aude Pommeret, Alice Robinet, Katheline Schubert & Mathilde Viennot
- Impact macroéconomique des dommages climatiques en France / *Macroeconomic Impact of Climate Damage in France* – Florian Jacquetin & Gaël Callonnec
- Commentaire – Le peu d'intérêt de la science économique pour le défi du siècle / *Comment – The Lack of Interest in Economics for the Challenge of the Century* – Xavier Timbeau

SOCIÉTÉ / SOCIETY

- L'attachement aux animaux de compagnie revisité / *Attachment to Pets Revisited* – Cécile Brousse & Marcelline Bodier

N° 542 (2024)

ÉCONOMIE DE LA SANTÉ / HEALTH ECONOMICS

- Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa ou comment les économistes contribuent à comprendre et à améliorer le système de santé / *Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System* – Thomas Barnay & David Crainich

INÉGALITÉS ET VULNÉRABILITÉ / INEQUALITIES AND VULNERABILITY

- La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ? / *Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?* – Julien Silhol
- Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France ? / *How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France?* – Thomas Blavet
- Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe / *Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe* – Florence Jusot & Adèle Lemoine

CONSOMMATION DE SOINS ET PRÉVENTION / HEALTH CARE CONSUMPTION AND PREVENTION

- L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France / *The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal / *Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviors in Senegal* – Pauline Kergall & Jean-Baptiste Guiffard

EHPAD ET HÔPITAL / EHPADS AND HOSPITAL

- Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes âgées en maison de retraite / *The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes* – Quitterie Roquebert
- Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie en France / *Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance* – Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre & Catherine Pollak

N° 541 (2023)

- Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse / *Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address* – Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty & Pascale Petit
- La régulation des prix des alcools en France : quel scénario de réforme pour une politique proportionnée aux objectifs de santé publique et d'équité fiscale ? / *Alcohol Price Regulation in France: Choosing a Reform Scenario to Achieve Public Health and Tax Fairness Objectives* – Sébastien Lecocq, Valérie Orozco, Christine Boizot-Szantai, Céline Bonnet & Fabrice Etilé
- Les stéréotypes de genre en Europe / *Gender Stereotypes in Europe* – Clotilde Coron
- La non-imposition des loyers imputés : un cadeau pour Harpagon ? Une estimation dans le cas de la France / *Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France* – Montserrat Botey & Guillaume Chapelle

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les manuscrits doivent être adressés au secrétariat de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 548 - 2025

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics



ISBN 978-2-11-162506-8 - ISSN 0336-1454 - ECO 548
Parution mars 2026 - PRIX : 22 €

