

Le passage à l'université : brassage ou ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015).

Résumé

Au cours de la dernière décennie, l'enseignement supérieur a connu une nouvelle étape de globalisation, symbolisée par les palmarès internationaux de type « classement de Shanghai ». Certains ont exprimé la crainte que les effets performatifs de ces dispositifs génèrent à terme des systèmes éducatifs à deux vitesses : d'un côté, un nombre restreint de "world-class universities" et, de l'autre, un vaste ensemble d'universités de second rang. À côté des grandes écoles déjà très fermées aux classes populaires, un système universitaire lui-même dual entraînerait une entrée des jeunes dans la vie adulte fortement ségrégée, dans la continuité de l'expérience scolaire. À partir de la base des inscriptions universitaires en France (bases SISE du SIES), nous montrons qu'une polarisation sociale des universités s'observe déjà sur le plan statique, et que celle-ci s'accroît entre 2007 et 2015. Nous mettons ensuite en relation cette polarisation avec les dispositifs nationaux (IDEX, COMUE) et internationaux (classements universitaires) qui structurent la globalisation universitaire.

Codes JEL : I24, I23, I28, C38

Mots-clés : enseignement supérieur, polarisation, inégalités scolaires, classements universitaires, origine sociale, France

La dernière décennie a été marquée par un recours croissant aux indicateurs quantitatifs de performance afin d'évaluer les institutions d'enseignement supérieur. Cette tendance est particulièrement sensible à travers la multiplication des palmarès universitaires internationaux : l'ARWU (classement de Shanghai), le Times Higher Education Ranking, le QS World University Ranking, etc. Elle témoigne notamment des défis majeurs posés par la massification des systèmes d'enseignement supérieur et par la mobilité internationale croissante des étudiants : face à l'étendue des choix éducatifs possibles, les indicateurs de performance et en particulier les classements universitaires apparaissent comme un moyen simple et clair pour les étudiants et leurs parents de réaliser des choix d'orientation informés.

Un élément souvent avancé en faveur des indicateurs quantitatifs est qu'ils rendent directement mesurable la productivité des universités et permettent donc de comparer leurs performances de manière objective et transparente. Cet argument est désormais mobilisé lorsqu'il s'agit de définir ou évaluer les politiques publiques d'éducation. Par exemple, dans le cadre du programme "Éducation et formation 2010" (ET 2010), la Commission Européenne a implémenté une batterie d'indicateurs quantitatifs à destination des systèmes éducatifs européens visant à susciter et suivre l'augmentation de la performance (Bruno, 2006 ; Garcia 2009). En France, la loi organique relative aux lois de finance (LOLF) de 2001 ainsi que la loi relative aux libertés et responsabilités des universités (LRU) de 2007 ont également implémenté une "culture de l'objectif, reposant sur l'objectivation systématique des performances à travers le recours à des indicateurs" dont l'usage est "fondé sur l'évaluation comme instrument de changement des comportements" (Lebaron, 2008, pp. 107-108).

Le rôle accru des indicateurs quantitatifs et des classements au sein des politiques publiques invite les présidents d'universités à prendre en compte les critères sur lesquels sont basés ces classements. D'importants fonds publics ont ainsi été attribués par la procédure concurrentielle des IDEX (Initiatives d'excellence) qui demandaient aux responsables d'établissements de mettre en œuvre des projets de regroupement visant à atteindre la "taille critique" pour intégrer ou s'élever dans les classements internationaux.

L'utilisation croissante des classements comme outil d'évaluation et de comparaison des performances des institutions d'enseignement supérieur a donné lieu à de nombreuses critiques dans la littérature. Une première critique consiste en une analyse des faiblesses méthodologiques des principaux classements (Billaut *et al*, 2010, sur le classement de Shanghai par exemple). Une autre approche consiste à les interpréter non dans une perspective métrologique réaliste mais à partir d'une posture conventionnaliste (Desrosières, 2008). Si ces classements ne sont pas en général produits par des Etats (à l'exception du U-Multirank de la commission Européenne), les plus médiatiques d'entre eux sont repris depuis la fin des années 2000 par les responsables politiques et les chefs d'établissements et

interviennent dans l'évaluation des politiques publiques. On peut alors se demander s'ils n'acquièrent pas une certaine performativité (Espeland & Sauder, 2007, Paradeise & Thoenig, 2015). On obtiendrait alors une redéfinition de l'université à partir des conventions nécessaires à la production des classements de type Shanghai.

Cependant, pour la plupart des pays, il n'est ni possible ni souhaitable de posséder de nombreuses universités de rang mondial, au vu des fonds nécessaires pour soutenir de telles institutions (Altbach, 2015). Le risque est alors d'assister à une généralisation des systèmes éducatifs à deux vitesses : d'un côté, un nombre restreint d'universités de rang mondial captant à elles seules une large part des ressources et, de l'autre, un vaste ensemble d'universités de second rang se partageant les ressources résiduelles (Van Parijs, 2009). En reprenant la terminologie utilisée par Merton (1968) pour décrire l'effet cumulatif de la renommée scientifique dans le monde de la recherche, on observerait alors un effet Matthieu.

L'université est le lieu principal de la massification de l'accès au supérieur en France au cours des dernières décennies : entre 1984 et 2009, la part des enfants d'ouvriers diplômés de l'université est passée de 6 % à 24 % (Peugny, 2013). Elle voit donc désormais se côtoyer des étudiants aux origines et aux profils variés (Brinbaum *et al.*, 2018). Bien que l'espace universitaire soit lui-même stratifié (Frouillou 2017, Convert 2006), on pourrait espérer qu'elle permette ainsi aux étudiants d'origine populaire de poursuivre l'accumulation d'un capital scolaire mais aussi de compenser partiellement le capital social défaillant de la socialisation initiale, à partir des pairs côtoyés à l'université (Truong, 2015). A côté des grandes écoles déjà très fermées aux classes populaires (Ichou & Vallet, 2013), un système universitaire lui-même dual entraînerait au contraire une entrée des jeunes dans la vie adulte fortement ségréguée, dans la continuité de l'expérience scolaire. Le déterminisme des trajectoires scolaires puis professionnelles s'en trouverait renforcé. Amsler et Bolsmann (2012) soutiennent ainsi que, dans le cas du Royaume-Uni, les classements internationaux renforcent l'exclusion sociale dans le système universitaire.

Observe-t-on en pratique une polarisation du système universitaire français en matière de composition sociale ? Cet effet est-il lié au recours croissant aux indicateurs quantitatifs de performance, tels que les classements internationaux d'universités ? Afin de répondre à ces questions, nous étudions l'évolution de la composition sociale des populations étudiantes à partir des données de la base exhaustive des inscriptions dans les universités françaises (base SISE inscriptions du SIES), disponibles entre 2007 et 2015.

Dans une première partie, nous construisons un indice synthétique de composition sociale de la population étudiante des universités à partir d'une analyse en composantes principales (ACP). L'analyse de la distribution de cet indice nous permet alors d'analyser le niveau d'hétérogénéité de

leurs publics respectifs en coupe instantanée. Une approche similaire a déjà été utilisée dans le cas français par Brusadelli et Lebaron (2012) qui trouvent un niveau d'hétérogénéité important entre les universités, dans une étude statique. Nos résultats corroborent cette conclusion.

Dans un second temps, nous construisons une typologie des universités en appliquant une classification ascendante hiérarchique (CAH). C'est à partir de ces classes, dont nous montrons que la pertinence n'est pas seulement statistique mais également sociologique, que nous appliquons alors une mesure de polarisation issue de la littérature économétrique (Esteban & Ray, 1994) afin de tester l'hypothèse de polarisation croissante. Les résultats de cette analyse mettent en évidence une tendance à la hausse de la polarisation sociale des universités sur la période étudiée.

Enfin, nous mettons en relation cette polarisation avec les dispositifs nationaux (initiatives d'excellences, ...) et internationaux (classements universitaires) qui structurent la globalisation universitaire. Ces dispositifs se révèlent distinguer les établissements aux populations étudiantes les plus favorisées. C'est donc vers les étudiants les plus dotés en capitaux de toutes sortes que se concentrent les financements supplémentaires (publics ou privés) orientés par ces dispositifs, et réciproquement, les différents capitaux dont disposent ces étudiants leur permettent d'accéder majoritairement à ces établissements distingués. Ces résultats mettent en évidence un mécanisme plausible de la polarisation croissante observée.

Un indice synthétique de la composition sociale des universités

Si la massification de l'enseignement supérieur est indubitable, sa démocratisation pose question. Pour traiter de l'écart entre ces deux dynamiques, nous proposons d'introduire une notion de polarisation sociale. Pour cela, nous devons tout d'abord caractériser la composition sociale des universités.

Les bases exhaustives des inscriptions dans les universités françaises (bases SISE inscriptions du SIES), disponibles entre 2007 et 2015, contiennent pour chaque étudiant inscrit dans une université française son établissement d'inscription, des informations sociodémographiques ainsi que de données sur sa scolarité présente et passée (encadré 1). A partir de ces données, nous caractérisons la composition de la population étudiante de chaque établissement. Par exemple, pour chaque université, on calcule la part d'étudiants dont le parent référent est cadre supérieur. On passe ainsi de tables contenant des variables qualitatives décrivant les étudiants à des tables agrégées contenant des variables quantitatives au niveau des universités.

Une analyse en composante principale comme outil de réduction de la dimension

Afin de définir puis mesurer la polarisation, nous devons réduire la composition sociale des universités à une unique dimension. Pour construire un tel indice synthétique, nous appliquons aux tables

agrégées une analyse en composantes principales (ACP). Cette méthode permet de réduire la dimension du problème – dimension initialement égale au nombre de variables incluses pour caractériser la composition sociale des universités. Cette approche a été particulièrement utilisée par des auteurs cherchant à produire des indices de statut socioéconomique (SES) à partir de multiples variables caractérisant imparfaitement le milieu social (Gwatkin *et al.*, 2000 ; Filmer & Pritchett, 2001 ; McKenzie, 2005 ; Vyas & Kumaranayake, 2006). Plus récemment, Rocher (2016) note que "les classifications des PCS présentent des limites dès qu'il s'agit de décrire la tonalité sociale de groupe d'élèves (classes, établissements, académies)" (Rocher, 2016, p. 16) et recourt donc également à des méthodes factorielles pour construire un "indice de position sociale des élèves".

Plusieurs variables déclinées au niveau des étudiants sont à même de caractériser la composition sociale des universités une fois agrégées. Les catégories socio-professionnelles (CS) des parents d'un étudiant sont un marqueur majeur de son milieu social d'origine et des différents capitaux qu'ils peuvent lui transmettre, bien que ces variables ne permettent pas de quantifier totalement l'influence du milieu d'origine sur les trajectoires scolaires individuelles (Boutchenik *et al.*, 2015). Si une pratique courante consiste à résumer l'origine sociale des individus par la CS du père, le rôle prépondérant joué par le niveau d'éducation des mères dans le niveau d'étude atteint par les enfants (Place & Vincent, 2009) plaide pourtant pour l'inclusion des deux CS. Dans notre cas, nous sommes limités par un souci d'homogénéité : la CS du second parent référent de l'enfant n'est présente dans SISE qu'à partir de 2009. Nous caractérisons donc l'origine sociale des étudiants par la CS de leur premier parent référent (voir encadré 1 pour le choix de la nomenclature).

L'inclusion de variables relatives à la scolarité des étudiants peut permettre de décrire plus finement la composition sociale des universités. En particulier, la série du bac constitue un marqueur social important qui joue un rôle majeur dans les trajectoires dans l'enseignement supérieur (Duru-Bellat & Kieffer, 2008). Le statut de boursier (du supérieur) de l'étudiant ainsi que son échelon paraissent également pertinents. Cependant, ces variables n'étant disponibles que de 2007 à 2011, nous ne les intégrons pas afin de conserver une approche homogène sur la période. Des analyses complémentaires (non reproduites ici) effectuées sur cette période réduite montrent que leur inclusion ne modifie pas les résultats obtenus.

Enfin, nous incluons le sexe des étudiants ainsi que le type de cursus suivi (licence/master/doctorat) comme variables supplémentaires dans l'ACP : elles ne participent pas à la construction des axes. Si les trajectoires scolaires dans l'enseignement supérieur des étudiants et des étudiantes présentent des différences marquées (Rosenwald, 2006), la part des différents sexes ne nous semble cependant pas constitutive en soi de la composition sociale des universités. De même, le niveau d'études atteint dans le supérieur dépend de l'origine sociale (Brinbaum *et al.*, 2018), mais l'inclure comme variable active

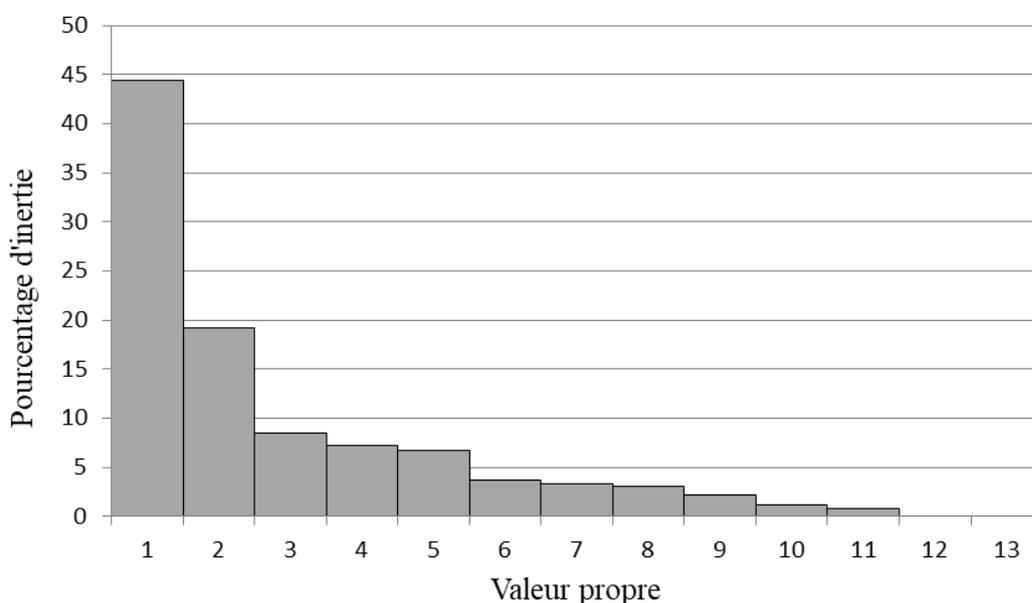
poserait un problème d'endogénéité étant donné que l'on s'intéresse à l'effet de l'origine sociale sur les trajectoires dans l'enseignement supérieur.

La première composante principale comme indice synthétique de composition sociale

Au final, l'ACP est construite à partir de 13 variables actives. Nous présentons seulement les résultats issus de l'ACP réalisée sur les données de 2007. Ce sont en effet les axes de celle-ci que nous utilisons comme référence pour construire l'indice de composition sociale et assurer la comparabilité de ce dernier dans le temps (encadré 2).

L'"éboulis" des valeurs propres permet d'évaluer la qualité de la réduction du nuage initial opérée par l'ACP (figure I). L'application du "critère du coude" amène à retenir les deux premières composantes principales (CP) pour mener l'analyse. Le critère de Keiser conduit quant à lui à retenir également la troisième CP. Cependant, contrairement aux deux premiers, le troisième axe apparaît difficilement interprétable, et n'apporte que très peu d'information supplémentaire par rapport à la moyenne des axes. Aussi, nous restreignons l'analyse au premier plan factoriel, i.e. le plan formé des deux premières CP. Ce dernier résume 64 % de l'inertie totale ; les représentations obtenues sur les deux premières dimensions synthétisent donc une grande partie de l'information contenue dans le nuage initial et se prêtent bien à l'interprétation.

Figure I – Variance expliquée par les différentes dimensions de l'ACP en 2007



Lecture : la 1^{ère} dimension de l'ACP reproduit 44 % de l'inertie du nuage initial

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

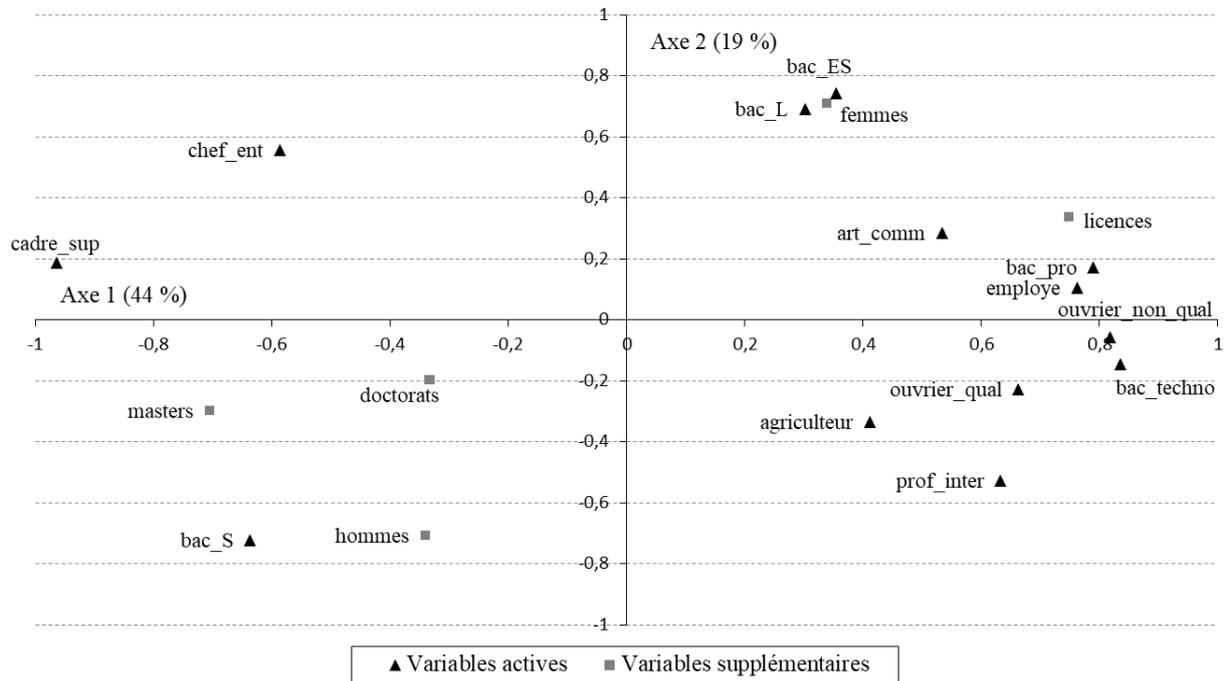
Source : MESRI-SIES, *SISE*

Le graphique des variables (figure II) permet d'analyser la structure des corrélations entre les variables actives et de donner une interprétation aux axes de l'ACP. Les variables contribuant le plus fortement au premier axe (horizontal) sont la part d'enfants de cadre supérieur à gauche de l'axe et, à l'opposé, les pourcentages d'étudiants titulaires d'un baccalauréat professionnel ou technologique, ainsi que les parts d'enfants d'ouvriers non qualifiés, d'employés et, dans une moindre mesure, d'ouvriers qualifiés. Cette proximité entre les variables à droite de l'axe confirme le constat selon lequel "les élèves de milieu populaire [...] [sont] surreprésentés dans ces filières technologiques et professionnelles" (Duru-Bellat & Kieffer, 2008, p. 126). Ainsi, l'axe 1 semble opposer tout particulièrement les catégories de salariés les plus favorisées aux plus défavorisées, ce qui confirme la persistance d'écarts substantiels entre ces différentes origines sociales quant à leurs trajectoires respectives dans l'enseignement supérieur (Albouy & Tavan, 2007). Les indépendants sont assez mal représentés sur le plan factoriel – leurs corrélations avec les deux axes sont modérées – même si leurs positions sur l'axe 1 paraissent sociologiquement pertinentes. Seule la position de la variable indiquant la part d'étudiants dont le parent référent exerce une profession intermédiaire apparaît surprenante – elle présente un degré de corrélation avec l'axe 1 légèrement inférieur à celui des ouvriers qualifiés – ce qui peut résulter de l'hétérogénéité importante de cette catégorie. Au final, cette opposition très nette entre les milieux sociaux et leurs caractéristiques sur l'axe 1 nous permet d'interpréter celui-ci comme ordonnant les universités selon la composition sociale de leurs publics respectifs : d'origine favorisée à gauche, d'origine populaire à droite. Notons enfin que cette opposition apparaît très discriminante dans le paysage universitaire français : l'axe 1 résume à lui seul 44 % de l'information du nuage initial. Cet axe apparaît donc à de multiples égards comme une mesure pertinente et robuste de la composition sociale des universités.

Des inégalités importantes entre établissements sur le plan statique

L'interprétation du deuxième axe (vertical) est moins immédiate, mais apporte des éléments utiles à l'analyse. Les variables contribuant le plus fortement à cet axe sont, en bas de l'axe, la part d'étudiants titulaires d'un baccalauréat scientifique (S). En haut de l'axe, ce sont les parts d'étudiants titulaires respectivement d'un baccalauréat économique/social (ES) et littéraire (L) qui s'avèrent déterminantes. Le deuxième axe semble donc opposer, à composition sociale donnée, les établissements dont le domaine disciplinaire est à dominante scientifique de ceux à dominante littéraire et/ou économique et social. Cette interprétation est confirmée par le graphique des individus (figure III) : les universités à dominante littéraire apparaissent en haut du graphique là où celles à dominante scientifique, notamment les écoles d'ingénieur rattachées à des universités, apparaissent en bas.

Figure II – Graphique des variables de l'ACP en 2007 (dimensions 1 et 2)



Lecture : la variable *cadre_sup* (qui donne pour chaque établissement le pourcentage d'étudiants dont le parent référent est cadre supérieur) est corrélée fortement et négativement avec le 1^{er} axe (- 0.96) mais très faiblement avec le 2nd (+ 0.19)

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

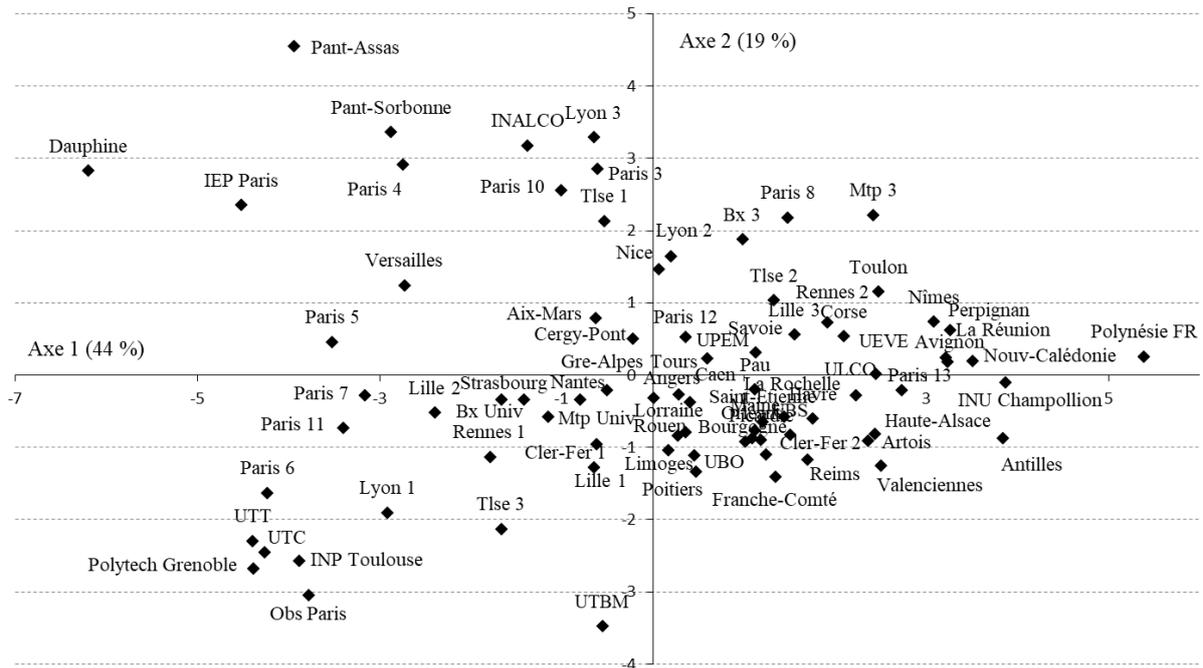
Source : MESRI-SIES, *SISE*

Les positions des variables supplémentaires sur le plan factoriel apportent des informations additionnelles sur la structure des corrélations. Comme ces dernières n'ont pas participé à la construction des axes de l'ACP, leur position et les analyses qui s'en déduisent apparaissent d'autant plus pertinentes. Tout d'abord, on peut noter la proximité importante entre respectivement la part de filles et celle de bacheliers ES/L, et à l'opposé entre la part de garçons et celle de bacheliers S. Cette proximité confirme le constat fait par Rosenwald (2006) selon lequel bien que les filles tendent à connaître plus de succès dans leurs études quel que soit le niveau et la filière, elles restent de fait surreprésentées dans les filières à dominante littéraire. Par ailleurs, l'opposition entre les variables indiquant les taux d'inscrits en licence (à droite) et celles indiquant les taux d'inscrits en masters (à gauche) – la qualité de reproduction de la variable associée aux taux de doctorants est faible, et ne permet donc pas son interprétation – est également révélatrice. Toutes les universités ne présentent pas le même rapport entre effectifs de licence et de master, et ce rapport est socialement marqué. Bien que les variables portent ici sur les établissements et non directement sur les étudiants, ce constat semble corroborer l'idée que non seulement les enfants d'origine populaire ont moins de chance d'accéder à l'enseignement supérieur de manière générale, mais que ceux qui y accèdent ont moins de chance d'accéder au grade de master (Peugny, 2013, Selz & Vallet, 2006).

L'ordre que l'on observe sur l'axe de composition sociale apparaît sociologiquement pertinent. Ainsi, les établissements qui présentent les compositions sociales les plus favorisées sont en général ceux qui peuvent procéder à une sélection : les grands établissements (Dauphine, l'IEP de Paris, l'Observatoire de Paris) ainsi que les écoles d'ingénieurs rattachées à des universités (INP Toulouse, Polytech Grenoble, etc.). Toujours à gauche de l'axe, on note une surreprésentation claire des universités parisiennes. A l'opposé, à droite du graphique, on trouve d'abord les universités des DOM, puis des petites villes de province, généralement du Nord (Valenciennes, Artois, Haute-Alsace) et du Sud-Est (Perpignan, Avignon, Nîmes, Toulon) de la France. L'ordre des universités sur l'axe de composition sociale recoupe donc largement la distribution des niveaux de vie au sein des différents territoires (Auzet *et al.*, 2007), et confirme ainsi des travaux montrant qu'une part substantielle des inégalités entre universités peut être directement reliée à l'inégale distribution sociale au sein des territoires français (Nicourd *et al.*, 2011).

Enfin, l'étalement des positions des établissements tout au long de l'axe 1 de l'ACP amène à faire le constat d'une hétérogénéité sociale importante des établissements sur le plan statique (figure III). L'échelle de l'ACP n'ayant pas d'interprétation directe, un retour aux variables initiales permet d'illustrer cette hétérogénéité. Si l'on s'intéresse aux extrémités de l'axe de composition sociale, on note par exemple que la part d'enfants de cadres supérieurs atteint 66 % à Dauphine et à l'IEP de Paris, ce qui traduit une très forte surreprésentation par rapport à la structure socioprofessionnelle de la génération des parents (Marchand, 2010). A l'opposé de l'axe, la même part n'est que de l'ordre de 20 % dans les universités des DOM, et de 25 % dans les universités du Nord et du Sud-Est situées à droite du plan factoriel. Réciproquement, la part d'enfants d'ouvriers non qualifiés atteint 7 % dans les universités d'Avignon et de Nîmes là où ces derniers sont virtuellement absents de plusieurs établissements parisiens. De même, la part d'enfants d'ouvriers qualifiés dépasse 20 % dans les universités du Nord contre 2 % dans les grands établissements parisiens (Dauphine, IEP Paris, Observatoire de Paris) et 3 à 5 % dans les universités de Paris intra-muros (Panthéon-Assas, Paris 7, Paris 5, Paris 4, Panthéon-Sorbonne, etc.).

Figure III – Graphique des individus de l'ACP en 2007 (dimensions 1 et 2)



Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, SISE

Encadré 1 – L'enquête SISE

Présentation de l'enquête

Réalisée par la sous-direction des systèmes d'information et des études statistiques (SIES) du ministère de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation, l'enquête SISE recense depuis 1995 les étudiants inscrits dans les principaux établissements universitaires. Un intérêt majeur de cette enquête est son caractère exhaustif : SISE recense la *totalité* des inscriptions (principales) prises dans les établissements recensés. Dans le cas des universités, toutes les composantes sont prises en compte : IUT, écoles d'ingénieurs rattachées, enseignement à distance, etc. Pour chaque étudiant recensé, on dispose d'informations sur sa scolarité antérieure (type de baccalauréat, année de première inscription dans le supérieur, ...) et actuelle (description de l'établissement d'inscription, du diplôme préparé, du niveau atteint dans le supérieur, ...), ainsi que des informations sociodémographiques (sexe, CS du parent référent, nationalité, ...) et géographiques (pays et commune de résidence de l'étudiant, de ses parents, ...).

Choix de la nomenclature de codage de la catégorie socio-professionnelle du parent référent

L'information sur la CS du parent de référence de l'étudiant est codée dans SISE dans une nomenclature proche de celles des PCS à deux chiffres de l'Insee. Au vu de la taille de notre échantillon – 81 établissements d'enseignement supérieur – il est impossible d'inclure directement l'ensemble de ces modalités comme variables dans l'ACP. La nomenclature des PCS à un chiffre n'apparaît cependant pas non plus entièrement satisfaisante : certaines catégories présentent une hétérogénéité importante, qui pourrait masquer des différences marquées de trajectoires dans l'enseignement supérieur. Aussi, nous employons une version affinée de cette dernière, en procédant à des découpages fréquemment employés par les sociologues de la stratification sociale. Nous séparons notamment les chefs d'entreprise de dix salariés ou plus (CS 23) des artisans-commerçants (CS 21 et

22). Nous distinguons également les ouvriers qualifiés (CS 61 dans SISE) des non qualifiés (CS 66 et 69 dans SISE). Au même titre, il aurait sans doute été pertinent de distinguer le niveau de qualification des employés, mais cela n'est possible qu'à partir de nomenclatures plus détaillées (Jauneau, 2009).

Modifications apportées au champ de l'enquête

Le codage des CS du parent référent dans SISE nous contraint à exclure des individus de notre analyse. D'abord, les catégories de retraités (CS 71 à 76 dans SISE) sont agrégées : par exemple, la CS 76 correspond aux retraités employés et ouvriers. Il est donc impossible de ventiler ces catégories dans la nomenclature des CS que nous retenons. Aussi, nous excluons du champ les étudiants dont le parent de référence est retraité. Par ailleurs, nous excluons également les individus dont le parent de référence est codé comme "chômeur n'ayant jamais travaillé" (trop peu d'observations pour créer une variable associée à cette modalité), "autre personne sans activité de référence" (catégorie imprécise et potentiellement hétérogène), ou dont la CS n'est pas renseignée.

Afin d'assurer la comparabilité de nos analyses dans le temps, nous devons procéder à des restrictions du champ de l'enquête. D'abord, certaines composantes universitaires – telles que les IUFM de Martinique, Guadeloupe et Guyane, le centre universitaire de Mayotte ainsi que le PRES de Paris-Est – apparaissent ou se modifient de manière importante au cours de la période étudiée, nous les supprimons donc afin de travailler à champ constant. De même, entre 2007 et 2008, certaines écoles d'ingénieur rattachées à un établissement passent dans le champ des écoles d'ingénieurs non universitaires, et ne sont donc plus présentes dans les tables SISE universités.

Plusieurs universités fusionnent en une entité unique sur la période. Pour assurer la comparabilité de nos résultats dans le temps, nous choisissons de reconstruire ces fusions *ex-ante*. Par exemple, l'Université de Bordeaux est créée en 2014 suite à la fusion des universités Bordeaux I, Bordeaux II et Bordeaux IV. Nous reconstruisons donc cet établissement agrégé dès 2007 en regroupant chaque année entre 2007 et 2013 les effectifs de ses trois composantes. Une telle opération n'est pas neutre sur le plan statistique : sur le plan factoriel de l'ACP, les fusions ont en général un effet "moyennisant" – l'établissement qui en résulte tend à se trouver au centre du plan factoriel – puisqu'elles agrègent de fait des établissements qui auparavant pouvaient avoir des positions très différentes sur ce plan. Cependant, du fait de leur nombre et de leur importance, supprimer les établissements issus de fusions produirait un biais de représentativité important.

Une fois ces différentes modifications du champ effectuées, les tables universités à partir desquelles nous travaillons sur toute la période contiennent 81 établissements et 18 variables construites à partir des tables individus initiales.

Encadré 2 – Comparabilité dans le temps de l'indice de composition sociale des universités

Le premier axe de l'ACP permet d'ordonner les établissements selon leur composition sociale : des publics d'origine favorisée (à gauche du plan factoriel) aux publics d'origine populaire (à droite). Par ailleurs, cet axe résume une large part de l'information contenue dans le nuage initial, ce qui renforce sa pertinence. Nous retenons donc la distribution des coordonnées des établissements sur cet axe comme indice synthétique de composition sociale des universités.

Dans la suite de l'article, nous analysons l'évolution du degré de polarisation de la distribution des compositions sociales entre 2007 et 2015. Pour que cette analyse soit pertinente, il est nécessaire de s'assurer de la comparabilité de cet indice au cours du temps. Bien que la structure des corrélations issue de l'ACP présente une forte stabilité au fil des années – le graphique des corrélations de l'ACP réalisée en 2007 est très semblable à ceux obtenus lorsque nous réalisons la même ACP sur les données des années ultérieures – les positions des variables par rapport aux deux premières composantes principales varient quelque peu, de même que la qualité de la représentation du premier axe. On ne peut donc comparer simplement l'évolution des coordonnées des universités dans le temps. Pour pallier cette limite, on choisit de fixer les axes de l'ACP en 2007 – on réalise l'ACP une unique

fois en 2007 – puis on projette les données des années ultérieures comme individus supplémentaires sur le plan factoriel de 2007. On récupère alors pour chaque année les nouvelles coordonnées des établissements sur le premier axe de 2007, qui constituent les valeurs de l'indice de composition sociale dans le temps. Ce faisant, on s'assure que les axes de l'ACP mesurent la même chose chaque année, et que les valeurs successives de l'indice soient comparables.

Une polarisation sociale croissante des établissements d'enseignement supérieur français

Le premier plan factoriel issu de l'ACP met en lumière une hétérogénéité sociale importante des établissements d'enseignement supérieur français sur le plan statique. La littérature qui traite de la performativité des indicateurs quantitatifs de performance – au premier rang desquels les classements universitaires – amène à penser que leur utilisation croissante au cours de la dernière décennie peut accroître l'hétérogénéité des compositions sociales observées. En particulier, il est possible que ce mouvement prenne la forme d'une dualisation du système d'enseignement. Afin de tester cette hypothèse, nous mobilisons le cadre économétrique proposé par Esteban et Ray (1994) pour l'étude de la polarisation d'une distribution et de son évolution. Ce cadre reposant sur l'existence de groupes d'établissements bien définis, nous produisons d'abord des typologies à partir des résultats de l'ACP, à partir desquelles nous analysons l'évolution de la polarisation sociale des universités entre 2007 et 2015.

Une typologie des établissements d'enseignement supérieur français

L'importante dispersion des établissements sur le premier plan factoriel suggère qu'une typologie peut être construite à partir des résultats de l'ACP. Pour ce faire, nous procédons à une classification ascendante hiérarchique (CAH) réalisée à partir des coordonnées des établissements sur les composantes principales de l'ACP. Les méthodes factorielles et de classification sont en effet complémentaires : le fait de réaliser la classification directement sur les composantes principales et non à partir des données initiales permet de réduire l'influence du bruit statistique présent dans ces dernières (Husson *et al.*, 2010).

Nous choisissons de retenir les deux premières dimensions de l'ACP pour construire la typologie. Si le premier axe apparaît comme une mesure pertinente de la composition sociale des universités, il ne résume cependant pas complètement l'hétérogénéité sociale qui existe sur le plan factoriel. On note par exemple que la variable indiquant les parts de bacheliers S apparaît significativement corrélée à la fois à l'axe 1 et à l'axe 2, ce qui souligne le rôle de marqueur social du baccalauréat scientifique. Ainsi, si l'axe vertical mesure d'abord la discipline dominante d'une université, il contient également une partie de l'hétérogénéité sociale des établissements qui n'est pas captée par l'axe horizontal. En construisant la typologie à partir des deux premières dimensions, on capte donc plus largement les logiques de

différenciation sociale à l'œuvre dans l'enseignement supérieur. Par ailleurs, nous montrons *a posteriori* que les classifications obtenues sont sociologiquement pertinentes (cf. infra).

Au-delà de leur pouvoir descriptif, les typologies que nous produisons vont nous permettre d'appliquer le cadre de la polarisation d'Esteban et Ray (1994). Celui-ci repose en effet sur l'existence de groupes bien définis dans la population étudiée (encadré 3). Pour que l'analyse de l'évolution de la polarisation soit justifiée, il faut que les typologies produites conservent leur interprétation sur la période étudiée d'une part, et qu'elles permettent de mettre en lumière une déformation des groupes de l'autre, i.e. les éventuels changements de groupe de certains établissements sur la période étudiée du fait de leur déplacement sur le plan factoriel. Pour que ces deux conditions soient remplies, nous réalisons la CAH sur les données de toutes les années en même temps. Ainsi, les classes produites gardent nécessairement la même interprétation au fil des ans, et l'on observe effectivement les changements de classe de certains établissements sur la période étudiée.

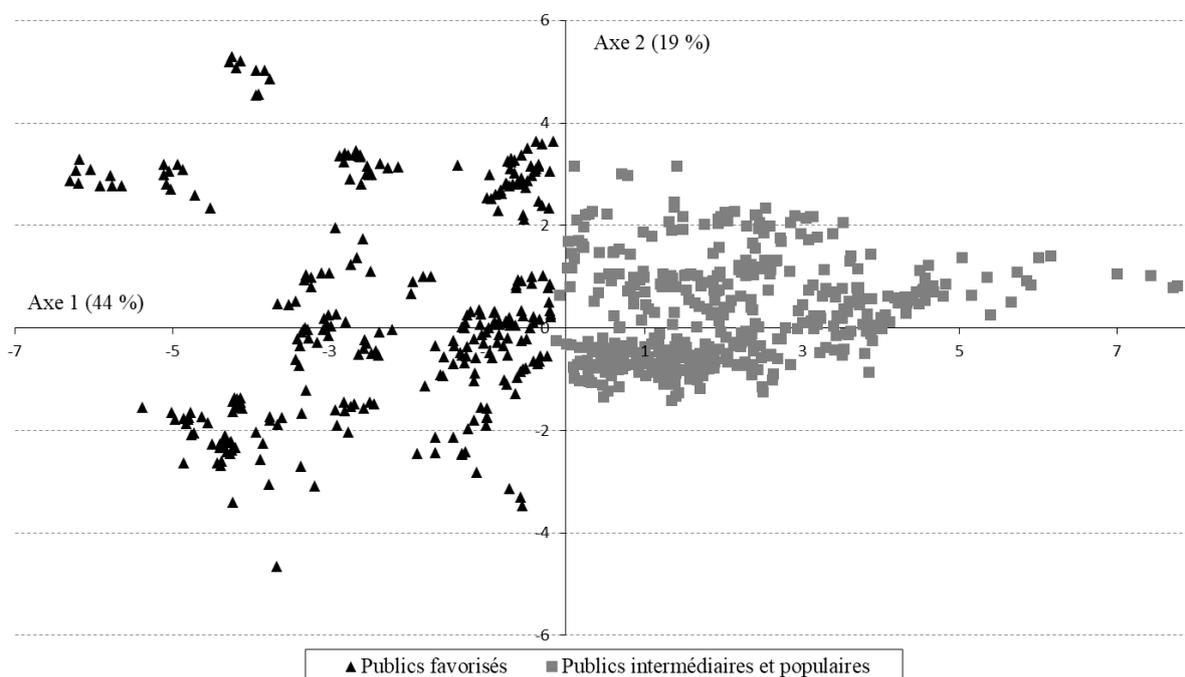
Partant d'une situation où chaque établissement forme une classe à lui tout seul, la CAH fusionne à chaque itération les deux classes les plus proches, i.e. entre lesquelles une certaine mesure de dissemblance est minimisée. Nous choisissons la mesure la plus communément employée : la distance de Ward, qui minimise à chaque étape l'hétérogénéité au sein des classes (inertie intra-classe) et maximise donc mécaniquement l'hétérogénéité entre les classes (inertie inter-classe). Le choix du nombre de classes est laissé à l'utilisateur. De nombreux critères d'aide à la décision existent dans la littérature. En pratique, ce choix résulte d'un arbitrage entre parcimonie et homogénéité des classes, "le critère principal étant que la typologie finalement sélectionnée soit cohérente et porteuse d'enseignements du point de vue de la recherche qui est menée" (Robette, 2011, p. 19).

Sur la base du critère du "saut d'inertie", l'algorithme suggère une typologie à deux classes (figure IV). La classification qui en résulte exploite uniquement l'axe de composition sociale. Elle met en évidence un enseignement supérieur dual. A gauche du plan, on distingue des établissements dont les publics sont d'origine sociale favorisée, majoritairement parisiens, ainsi que des universités de grandes villes de province généralement issus de regroupement universitaires. A droite du plan, on retrouve des établissements dont les publics sont d'origine sociale intermédiaire à populaire, majoritairement situés dans des petites villes de province. Notons que le dendrogramme issue de la CAH montre que la typologie à deux classes est de loin celle qui résume le plus d'inertie, ce qui confirme le caractère très discriminant de l'axe de composition sociale sur le premier plan factoriel.

Afin de limiter la sensibilité des résultats à la typologie retenue, "il est fortement recommandé d'observer les typologies à différents niveaux de partition" (Robette, *loc. cit.*). Même si le critère traditionnel du saut d'inertie justifie une classification en seulement deux classes, on retient donc également les typologies à plus de deux classes qui s'avèrent sociologiquement pertinentes. Une

typologie à trois classes (figure V) distingue parmi les établissements à composition sociale favorisée ceux dont le domaine disciplinaire principal est littéraire/économique et social (en haut du plan) de ceux à caractère principalement scientifique (en bas). On note en effet une hétérogénéité beaucoup plus forte sur l'axe 2 des établissements à composition sociale favorisée par rapport au groupe opposé, ce qui traduit une spécialisation disciplinaire plus marquée de ces établissements. En cela, il semble pertinent de les séparer. Une typologie à quatre classes (figure VI) permet de distinguer les établissements à composition sociale intermédiaire (au centre du plan) de ceux dont les publics sont d'origine majoritairement populaire (à droite). Cette configuration apparaît donc également pertinente : elle peut permettre d'analyser des phénomènes de polarisation qui interviendraient surtout aux extrêmes de la distribution. Enfin, nous ne retenons pas la typologie à cinq classes (non reproduite ici). Celle-ci distingue le domaine disciplinaire (littéraire/scientifique) au sein de la classe des compositions sociales intermédiaire, ce qui ne semble pas justifié au vu de la faible hétérogénéité de cette classe sur l'axe vertical. Par ailleurs, le gain en termes d'homogénéité des classes (inertie intra-classes) apparaît trop faible pour justifier cette configuration.

Figure IV – Graphique des individus de l'ACP – Représentation de la typologie à deux classes issue de la CAH

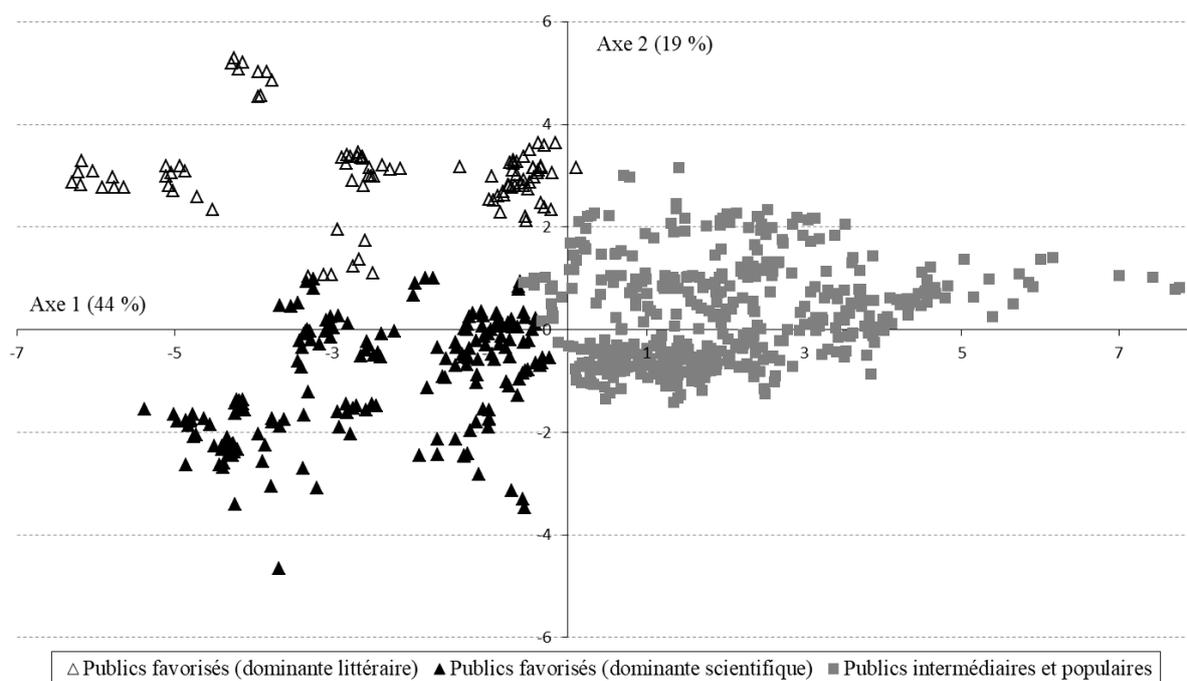


Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, SISE

La pertinence de ces différentes classifications est confirmée par l'analyse de statistiques descriptives au niveau des différentes classes. Nous nous limitons à la présentation de ces statistiques dans le cas de la typologie à quatre classes en 2007 (table 1) car celle-ci permet l'analyse la plus fine. Les constats réalisés, notamment en matière de composition sociale, restent cependant valides pour les autres configurations. Sur le plan de la composition sociale, on observe pour chacune des variables déterminantes de l'axe 1 un gradient social net entre les trois ensembles d'établissements (publics favorisés, publics intermédiaires, publics populaires). Ainsi, la part d'enfants de cadres supérieurs atteint 53-56 % en moyenne dans les classes des publics favorisés, contre 36 % dans celui des publics intermédiaires et 27 % pour les publics d'origine populaire. A l'inverse, la part d'enfants d'ouvriers qualifiés ne dépasse pas 6 % lorsque les publics sont favorisés là où elle atteint 13 % en moyenne pour les publics populaires. Ce gradient social s'observe également très clairement lorsque l'on s'intéresse à la répartition des différents niveaux d'étude (L/M/D) au sein des classes.

Figure V – Graphique des individus de l'ACP – Représentation de la typologie à trois classes issue de la CAH



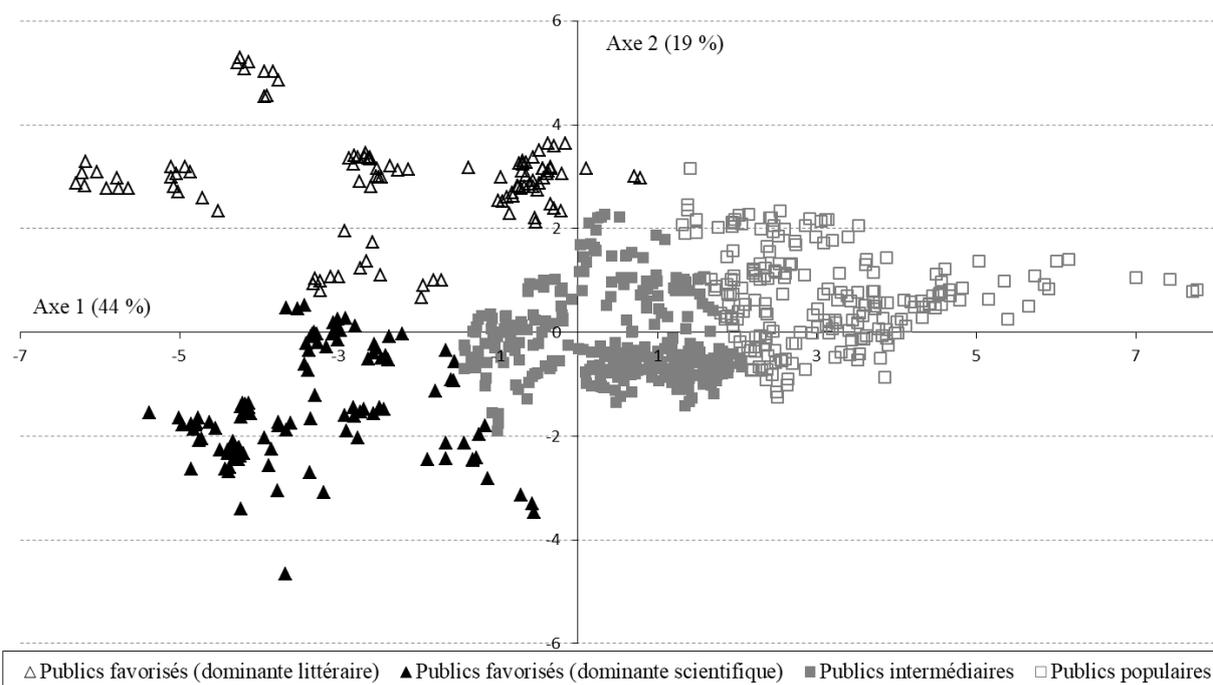
Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

L'analyse de la répartition des différents types de baccalauréat – à l'exception des baccalauréats professionnels et technologiques, qui sont principalement des marqueurs sociaux et se comportent donc comme les variables décrites précédemment – montre la pertinence de séparer les groupes favorisés selon le domaine disciplinaire. La part de titulaires d'un baccalauréat scientifique varie de 48

points entre les deux classes à composition sociale favorisée. Notons cependant que la part de titulaire d'un baccalauréat scientifique dans la classe des compositions sociales favorisées à dominante littéraire est identique à celle que l'on trouve dans la classe des compositions sociales populaires. Ce constat confirme que le baccalauréat scientifique joue également un rôle de marqueur social important, ce qui justifie notamment le choix de réaliser la typologie sur le plan factoriel afin de capter l'ensemble des processus de différenciation sociale. A l'inverse, les parts de titulaires d'un baccalauréat ES ou L sont fortement sous-représentées dans la classe des compositions sociales favorisées à dominante scientifique. En revanche, il est intéressant de noter que leurs proportions respectives s'avèrent assez peu éloignées dans tous les autres groupes ; le rôle social de ces types de baccalauréat apparaît donc moins marqué, corroborant la position des variables associées sur le plan factoriel. Enfin, les variables indiquant la part de filles et de garçons étant respectivement très proches de celles indiquant les parts de titulaires d'un bac S et d'un bac ES/L, on retrouve un constat similaire en analysant les répartitions des sexes au sein des différentes classes.

Figure VI – Graphique des individus de l'ACP – Représentation de la typologie à quatre classes issue de la CAH



Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, SISE

Table 1 – Description des classes issus de la CAH en 2007 (typologie à quatre classes)

Classe	Publics favorisés (dominante scientifique)	Publics favorisés (dominante littéraire)	Publics intermédiaires	Publics populaires	Ensemble
Homme	0.58	0.37	0.44	0.41	0.45
Femme	0.42	0.63	0.56	0.59	0.55
Bac S	0.80	0.32	0.45	0.31	0.47
Bac ES	0.08	0.33	0.24	0.26	0.23
Bac L	0.04	0.27	0.16	0.21	0.16
Bac Pro	0.00	0.01	0.01	0.03	0.01
Bac Techno	0.07	0.07	0.13	0.19	0.13
Agriculteur	0.02	0.01	0.03	0.03	0.03
Art.-Comm.	0.05	0.06	0.06	0.08	0.07
Chef d'ent.	0.02	0.04	0.02	0.02	0.02
Cadre sup.	0.53	0.56	0.36	0.27	0.39
Prof. inter.	0.18	0.13	0.20	0.21	0.19
Employé	0.12	0.13	0.18	0.22	0.17
Ouvrier qual.	0.06	0.05	0.12	0.13	0.10
Ouvrier non qual.	0.02	0.02	0.03	0.05	0.03
Licence	0.34	0.59	0.71	0.82	0.65
Master	0.57	0.37	0.27	0.17	0.31

Lecture : en 2007, les établissements à dominante scientifique dont les publics sont d'origine sociale favorisée comptent 58 % de garçons, 80 % de titulaires d'un baccalauréat scientifique, 2 % d'étudiants dont le parent référent est agriculteur et 34 % d'étudiants inscrits en licence.

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Évolution de la polarisation sociale entre les établissements d'enseignement supérieur français

Nous étudions à présent l'évolution du degré de polarisation sociale des établissements d'enseignement supérieur français entre 2007 et 2015 à partir de l'indice de composition sociale issu de l'ACP ainsi que des typologies construites via la CAH.

Une première approche très simple consiste à analyser l'évolution de la dispersion de l'indice de composition sociale sur la période (table 2). Cette analyse a en outre l'avantage de ne dépendre d'aucune typologie. On s'intéresse tout d'abord aux inégalités entre les extrémités de la distribution. L'écart maximal, i.e. l'écart entre les établissements les plus éloignés sur l'axe de composition sociale – qui restent tout au long de la période l'université Paris-Dauphine et l'université de la Polynésie Française – augmente d'environ 18 % entre 2007 et 2015. Pour caractériser l'évolution du degré de dispersion de la distribution complète, on s'intéresse ensuite à l'évolution de l'écart-type des positions des établissements sur l'axe de composition sociale. Entre 2007 et 2015, l'écart-type de composition sociale augmente de 17 %.

Table 2 – Évolution de la dispersion relative de l'indice de composition sociale

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Écart maximal	11.6	11.5	12.1	11.8	11.9	12.8	13.2	13.4	13.6
Écart-type	2.4	2.4	2.5	2.5	2.6	2.7	2.7	2.8	2.8

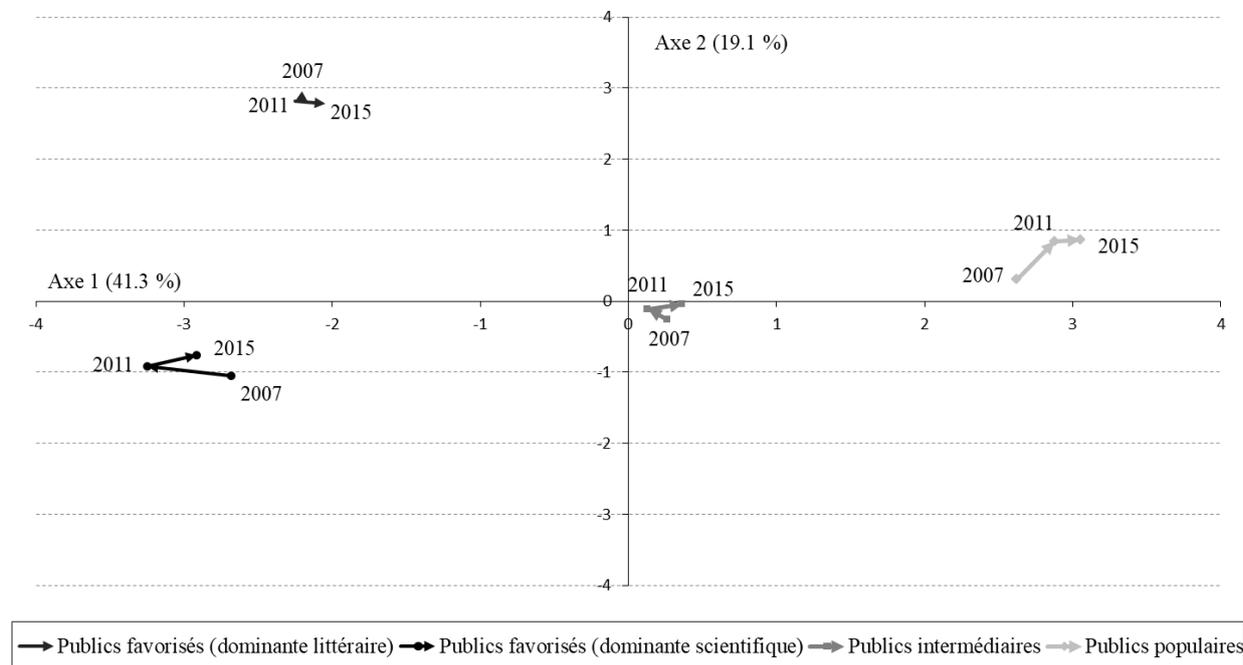
Note : l'unité est celle des axes de l'ACP.

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Notre première analyse met en évidence un accroissement des inégalités de composition sociale sur la période étudiée. Cependant, elle ne permet pas de déterminer à quels endroits de la distribution s'opèrent les changements. Une manière de pallier cette limite consiste à analyser l'évolution des positions des différents établissements, en fonction de leur classe, sur le plan factoriel. Pour ce faire, nous représentons l'évolution des barycentres de chaque classe – i.e. les points moyens de chaque classe sur les deux dimensions de l'ACP, que nous pondérons par le nombre d'étudiants inscrits dans les différents établissements – entre 2007 et 2015, dans la typologie à quatre classes (figure VII). Parmi les établissements dont la composition sociale est favorisée, la classe à dominante scientifique paraît se fermer socialement sur la période étudiée (bien que cette dynamique s'atténue sur les dernières années), là où celle à dominante littéraire présente une légère ouverture sociale. De même, la classe des compositions sociales intermédiaires s'ouvre légèrement. Au final, il semble donc que l'essentiel de l'aggravation des inégalités observée soit le fait du décrochement continu vers la droite du groupe d'établissements dont la composition sociale est populaire. Le constat est analogue lorsque nous reproduisons cette analyse avec les autres typologies issues de la CAH.

Figure VII – Graphique des individus de l'ACP en 2007 – Évolution des barycentres dans la typologie à quatre classes issue de la CAH entre 2007 et 2015



Note : les flèches indiquent le sens de l'évolution des barycentres sur le plan factoriel entre 2007 et 2015

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Afin de confirmer la légitimité de cette première conjoncture, nous mobilisons à présent le cadre économétrique proposé par Esteban et Ray (1994) pour étudier l'évolution du degré de polarisation sociale entre les établissements d'enseignement supérieur français (encadré 3). Quels que soient la typologie retenue ou le degré de sensibilité à la polarisation choisi, les indices convergent vers un même résultat : la polarisation sociale des établissements d'enseignement supérieur français s'accroît entre 2005 et 2017 (table 3). L'évolution du degré de polarisation est de l'ordre de 7 % pour la typologie à deux classes, 5 % pour la typologie à trois classes, 15 % pour la typologie à quatre classes. Deux arguments justifient l'évolution plus marquée de la polarisation dans la configuration à quatre classes. D'une part, cette configuration distingue les établissements à publics populaires de ceux à publics d'origine sociale intermédiaire, ce qui permet de mettre en évidence un phénomène de polarisation plus fin aux extrêmes de la distribution, comme le montre le graphique des barycentres. D'autre part, les changements de classe y sont plus fréquents – 15 établissements changent au moins une fois de classe sur la période, contre respectivement 7 et 4 dans les configurations à trois et deux classes. Aussi, la configuration à quatre classes capte plus l'effet déformation des classes mesuré par l'indice de polarisation que les deux autres, qui mesurent avant tout l'effet de l'évolution de la composition sociale moyenne des classes. Enfin, rappelons que les données dont nous disposons sont

exhaustives, nous pouvons donc conclure que les évolutions observées reflètent des changements effectifs dans la distribution de l'indice de composition sociale.

Table 3 – Évolution de l'indice de polarisation d'Esteban et Ray entre 2007 et 2015

Typologie	α	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
2 classes	0	1.51	1.45	1.51	1.57	1.61	1.63	1.63	1.61	1.61
	0.25	1.27	1.22	1.27	1.32	1.35	1.36	1.36	1.35	1.35
	0.5	1.06	1.03	1.07	1.11	1.13	1.14	1.14	1.13	1.13
	0.75	0.89	0.86	0.90	0.93	0.95	0.96	0.96	0.95	0.95
	1	0.75	0.73	0.76	0.79	0.80	0.81	0.81	0.81	0.81
3 classes	0	1.54	1.49	1.51	1.57	1.64	1.62	1.60	1.62	1.59
	0.25	1.20	1.16	1.17	1.22	1.28	1.27	1.25	1.25	1.24
	0.5	0.95	0.92	0.93	0.97	1.01	1.01	0.99	1.00	0.98
	0.75	0.76	0.74	0.75	0.78	0.82	0.82	0.80	0.81	0.80
	1	0.62	0.60	0.61	0.64	0.67	0.67	0.66	0.67	0.66
4 classes	0	2.07	2.02	2.08	2.17	2.35	2.42	2.43	2.40	2.41
	0.25	1.47	1.43	1.48	1.55	1.67	1.72	1.73	1.71	1.73
	0.5	1.05	1.03	1.06	1.11	1.21	1.24	1.25	1.24	1.25
	0.75	0.77	0.75	0.77	0.81	0.88	0.91	0.91	0.91	0.91
	1	0.56	0.56	0.57	0.59	0.65	0.67	0.67	0.67	0.67

Lecture : en 2007, l'indice de polarisation d'Esteban et Ray est égal à 1.51 lorsque l'on retient la typologie à deux classes et que le paramètre de sensibilité à la polarisation est fixé à 0.

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Encadré 3 – La mesure de polarisation d'Esteban et Ray

Un outil qui se distingue des mesures d'inégalités traditionnelles

Notre objectif est de tester l'hypothèse d'une dualisation des établissements d'enseignement supérieur français relativement à leur composition sociale. Traditionnellement, la littérature économique aborde ce type de questionnement à l'aide de mesures d'inégalité telles que le coefficient de Gini, afin de déterminer si la concentration d'une distribution (en général, le revenu) s'accroît dans le temps.

Opérant un raisonnement analogue à celui qui sous-tend notre analyse, Halfman et Leydesdorff (2010) cherchent à déterminer dans quelle mesure l'effet performatif des classements universitaires peut aboutir à l'émergence d'un nombre restreint d'universités d'élite, qui se partageraient l'essentiel de la production de recherche scientifique. Pour tester cette hypothèse, les auteurs analysent l'évolution

des indices de Gini calculés à partir des scores obtenus par les 500 premières universités mondiales au classement de Shanghai. Leurs résultats les amènent à conclure à une homogénéisation de la production scientifique sur la période, i.e. une absence d'effet Matthieu.

Au-delà du fait que Halfman et Leydesdorff s'intéressent à une réalité différente de la nôtre – l'évolution des *outputs* de recherche, là où nous analysons les changements de composition sociale – il est possible que leur conclusion soit liée à l'utilisation d'une mesure d'inégalité plutôt que de polarisation. Comme le notent Esteban et Ray (1994), dans le cas d'un passage au cours du temps d'une distribution unimodale à une distribution bimodale – i.e. d'une polarisation de deux groupes autour de moyennes locales – les mesures d'inégalité classiques fondées sur le principe de transfert de Pigou-Dalton concluraient à une baisse des inégalités. Pourtant, une telle situation pourrait effectivement caractériser un effet Matthieu au sens où nous l'entendons (dualisation de la distribution). Le recours aux mesures de polarisation permet de pallier cette limite des mesures d'inégalité.

Présentation du cadre de la polarisation

Le cadre économétrique de la polarisation que nous mobilisons a été proposé par Esteban et Ray (1994). Depuis, plusieurs auteurs ont développé des variantes de celle-ci – notamment dans les cas de distributions continues et de groupes non identifiés – et l'ont appliqué à différentes populations (Wang & Tsui, 2000 ; Duclos *et al.*, 2004 ; Anderson, 2011). Dans notre cas, la distribution des compositions sociales est discrète et les groupes sont identifiés, nous utilisons donc la mesure développée dans l'article initial (voir Échevin & Parent, 2002 pour une application de cette mesure à des données de revenu en France).

La mesure d'Esteban et Ray est basée sur une axiomatisation de la polarisation, qui définit les conditions auxquelles la polarisation s'accroît dans une population donnée. Ces axiomes imposent trois conditions sur la distribution étudiée : un fort degré d'homogénéité au sein des groupes ; un fort degré d'hétérogénéité entre les différents groupes ; un faible nombre de groupes chacun de taille significative. Dans leur article, les auteurs considèrent une distribution de revenus. Cependant, ils notent que "plus généralement, même si l'espace des attributs est multidimensionnel, l'analyse n'est pas perturbée tant que les différences entre les attributs peuvent être représentés par une métrique" (Esteban et Ray, 1994, p. 823 ; notre traduction de l'anglais). Cette remarque caractérise bien notre cas : l'attribut multidimensionnel correspond à la composition sociale des universités, que nous résumons par un indice synthétique construit à partir de l'ACP.

Nous présentons à présent le cadre formel tel que développé par Esteban et Ray pour définir la mesure de polarisation. Nous justifions ensuite la pertinence de ce cadre relativement à notre objet d'étude. Soit $(\pi, y) \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n, y_1, \dots, y_n)$ une distribution, où $\pi_i > 0$ est le poids attribué au groupe i – dans notre cas, la part d'étudiants inscrits dans les établissements du groupe i – et $y_i \in \mathbb{R}$ la moyenne de l'attribut dans le groupe i – dans notre cas, l'indice de composition sociale. Soit $I(p)$ une fonction d'"identification", qui traduit le fait qu'un individu ressent un sentiment d'identification vis-à-vis des individus qui ont un indice proche du sien. Soit $a(\delta(y_i, y_j))$ une fonction d'"aliénation", qui représente l'aliénation que peut ressentir un individu par rapport à ceux qui sont "loin" de lui dans la distribution de l'indice. Enfin, soit $T(I, a)$ une fonction d'"antagonisme effectif", qui traduit le fait que le sentiment d'identification d'un individu peut influencer l'expression de son aliénation. La polarisation totale est alors définie comme la somme de tous les antagonismes effectifs :

$$P(\pi, y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i \pi_j T[I(\pi_i), a(\delta(y_i, y_j))]$$

Les auteurs montrent que pour que cette mesure respecte les axiomes mentionnés précédemment, elle doit être de la forme :

$$P^*(\pi, y) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |y_i - y_j|$$

Avec $K > 0$ une constante et $\alpha \in (0; 1.6]$.

L'expression P^* correspond à l'indice de polarisation d'Esteban et Ray. Cette mesure est directement calculable en choisissant les valeurs de K et α . La constante K peut être utilisée pour normaliser la population, mais n'a aucune influence sur l'ordre lors de la comparaison des degrés de polarisation de différentes distributions. Nous la fixons à l'unité. Le paramètre α peut être interprété comme un degré de "sensibilité à la polarisation" de la population, qui dépend du degré d'homogénéité des groupes. Si $\alpha = 0$, les groupes sont supposés parfaitement homogènes et la sensibilité à la polarisation est donc maximale. De fait, la sensibilité à la polarisation de la population est difficile à évaluer *a priori*. Une pratique commune dans la littérature consiste à calculer la mesure pour différentes valeurs de α afin de tester la robustesse des résultats à des variations de ce paramètre.

Enfin, notons que pour $\alpha = 0$, la mesure de polarisation P^* correspond de fait à un indice de Gini calculé entre les groupes, à une constante multiplicative près. Comme le remarquent les auteurs, "c'est précisément le fait que les poids des groupes soient élevés à une puissance supérieure à un qui est à l'origine du comportement différent de la mesure de polarisation" par rapport aux mesures d'inégalités classiques. Plus la valeur de α est élevée, plus cette différence de comportement est marquée.

Un cadre d'analyse adapté au système d'enseignement supérieur français

Plusieurs éléments justifient l'application du cadre de la polarisation à notre objet d'étude. D'abord, les conditions nécessaires pour que les axiomes de la polarisation soient vérifiés apparaissent remplies. En effet, chacune des typologies issues de la CAH produit un petit nombre de classes (de deux à quatre), homogènes en leur sein mais fortement hétérogènes entre eux comme le montrent les statistiques descriptives (voir table 1 pour la configuration à quatre classes). Enfin, la dernière condition est que chaque classe soit "de taille significative". Bien que cette hypothèse soit de nature assez vague, elle paraît effectivement vérifiée dans notre cas, puisque les tailles relatives des classes sont proches dans chacune des configurations.

Par ailleurs, les prises de position de certains directeurs d'établissements d'enseignement supérieur dans le débat public nous amènent à penser que le cadre identification-aliénation est adapté à la réalité sociale du paysage universitaire français. Ainsi, en 2015, 21 présidents d'universités françaises ont signé une tribune collective dénonçant "l'obsession des classements internationaux [qui prévaut] dans les choix de soutien budgétaire, la notion d'excellence scientifique et de masse critique [qui] deviennent centrales au détriment des autres missions de l'université dont la réussite pour tous ou la formation tout au long de la vie" (disponible au lien suivant : <https://blogs.mediapart.fr/edition/les-invites-de-mediapart/article/290515/quel-avenir-pour-l-enseignement-superieur-et-la-recherche-francais>). Si l'on retient la typologie à quatre classes, on observe que parmi ces 21 universités, la plupart appartiennent à la classe des publics populaires, et les autres à celle des publics intermédiaires. Symétriquement, sept présidents d'établissements d'enseignement et de recherche ont publié en 2017 un article dans lequel ils plaident pour "rapprocher les meilleurs organismes de recherche des meilleurs établissements de formation supérieure, au sein de quelques universités de recherche qui ont vocation à être compétitives au niveau mondial" (disponible au lien suivant : https://lemonde.fr/idees/article/2017/05/30/enseignement-superieur-rapprocher-les-meilleurs-organismes-de-recherche-des-meilleurs-etablissements_5135898_3232.html). Parmi ces sept institutions, deux sont présentes dans notre échantillon : l'université Paris-Dauphine et l'Observatoire de Paris, qui figurent parmi les établissements qui présentent les compositions sociales les plus favorisées au sens de notre indice. Notons que les autres établissements signataires de l'article ont le statut de grande école et n'étaient donc pas présentes dans notre échantillon. Étant donné que ces établissements présentent généralement des parts très élevées d'étudiants issus de milieux sociaux d'origine favorisée (Albouy & Wanecq, 2003), il est cependant probable qu'ils se situeraient tout à fait

à gauche de l'axe de composition sociale. Ces exemples illustrent autant le sentiment d'identification qui peut exister entre des établissements présentant des compositions sociales similaires, que l'aliénation qu'ils peuvent ressentir vis-à-vis des établissements qui se situent loin d'eux dans la distribution.

Les dispositifs qui sous-tendent les politiques de l'enseignement supérieur favorisent-ils l'accroissement de la polarisation ?

Nos résultats indiquent que les établissements d'enseignement supérieur français se caractérisent par une forte hétérogénéité sociale sur le plan statique, et que cette hétérogénéité s'accroît entre 2007 et 2015. Plusieurs hypothèses peuvent être avancées concernant les causes de cette tendance. Par exemple, nous avons montré que, sur le plan statique, l'hétérogénéité des compositions sociales reflétait en partie l'inégale distribution de celles-ci au sein des différents territoires. Il est donc possible qu'une augmentation des inégalités sociales entre les territoires se répercute mécaniquement sur la composition sociale des universités associées. Cette explication suppose néanmoins une faible mobilité des étudiants par rapport à leur domicile familial. Or dans les faits, la propension à la mobilité des étudiants n'est pas négligeable, et dépend elle-même de l'origine sociale. En 2007, dans les groupes d'établissements dont les compositions sociales sont intermédiaires ou populaires, environ un étudiant sur quatre est inscrit dans un établissement dont l'académie est différente de celle de ses parents. Ce même taux monte à 40 % dans le groupe des publics favorisés à dominante scientifique, et atteint un étudiant sur deux dans le groupe des publics favorisés à dominante littéraire. Ainsi, l'évolution des inégalités sociales territoriales n'apparaît pas comme une explication suffisante de la polarisation croissante observée.

L'hypothèse que nous proposons est que le recours croissant à un certain nombre de dispositifs – au premier rang desquels les indicateurs quantitatifs de performance, tels que les classements universitaires – pour légitimer les politiques de l'enseignement supérieur est à l'origine de la polarisation observée. Nous nous plaçons ainsi dans la lignée d'une littérature qui critique la portée performative de ces dispositifs, i.e. la capacité de ces derniers à transformer la réalité, notamment sociale, par le simple fait de leur existence (Espeland & Sauder, 2007 ; Van Parijs, 2009 ; Halffman & Leydesdorff, 2010 ; Brusadelli & Lebaron, 2012 ; Paradeise & Thoenig, 2015). Afin de justifier cette hypothèse, nous mettons en relation nos résultats avec les dispositifs internationaux et nationaux qui sous-tendent les politiques de l'enseignement supérieur en France.

Le "classement de Shanghai"

Le "classement de Shanghai" (*Academic Ranking of World Universities – ARWU*) est publié annuellement par des chercheurs de l'université Jiao Tong de Shanghai depuis 2003. L'ARWU est le palmarès universitaire qui reçoit la couverture médiatique la plus importante chaque année, nous

concentrons donc notre analyse sur ce dernier. Cela étant, les autres classements universitaires internationaux – tels que le Times Higher Education Ranking ou encore le QS World University Ranking – sont de fait fondés sur des critères assez proches, et les établissements français qui y figurent coïncident en grande partie ; l'analyse que nous proposons peut donc être étendue à ces derniers.

Les classements universitaires font l'objet de nombreuses critiques. Selon ses créateurs, l'ARWU distingue "les 500 *meilleures* universités mondiales chaque année".¹ Pourtant, une analyse des critères sur lesquels est basé l'indice synthétique qui sert à le construire montre qu'il mesure avant tout la quantité et la qualité de la recherche produite par les universités. De tels critères peuvent paraître peu pertinents pour fonder les choix éducatifs d'étudiants à la recherche de la "meilleure" université dans laquelle étudier. Paradoxalement, cette limite des classements est bien connue des décideurs publics, qui les utilisent néanmoins largement comme référence pour guider ou justifier les politiques publiques de l'enseignement supérieur², aboutissant à leur effet performatif.

Une autre critique majeure issue de la littérature concerne les faiblesses méthodologiques des principaux classements. Billaut *et al.* (2010) pointent les nombreuses décisions arbitraires et non documentées qui interviennent dans la construction de l'ARWU, ainsi que les incohérences produites par sa méthode d'agrégation. Les critiques scientifiques comme médiatiques de ce classement s'accordent sur le fait qu'il est mal adapté à la réalité des universités françaises. Si ce n'est l'excellence de ces dernières qui est classée, on peut se demander dans quelle mesure ces classements reflètent la réalité sociale des universités. Pour répondre à cette interrogation, nous représentons les universités françaises qui apparaissent à l'ARWU sur le plan factoriel de l'ACP en 2015 (figure VIII). Celles-ci apparaissent clairement surreprésentées dans les cadrans de gauche du plan factoriel, i.e. parmi les établissements dont la composition sociale est favorisée. Par ailleurs, les établissements classés à l'ARWU qui apparaissent au centre du graphique (Nice, Aix-Marseille, Grenoble-Alpes, Lorraine, Strasbourg, Montpellier, Bordeaux et Clermont-Ferrand) sont tous issus de fusions d'universités – leur position centrale étant en partie le produit de l'effet "moyennisant" de ces fusions mentionné précédemment.

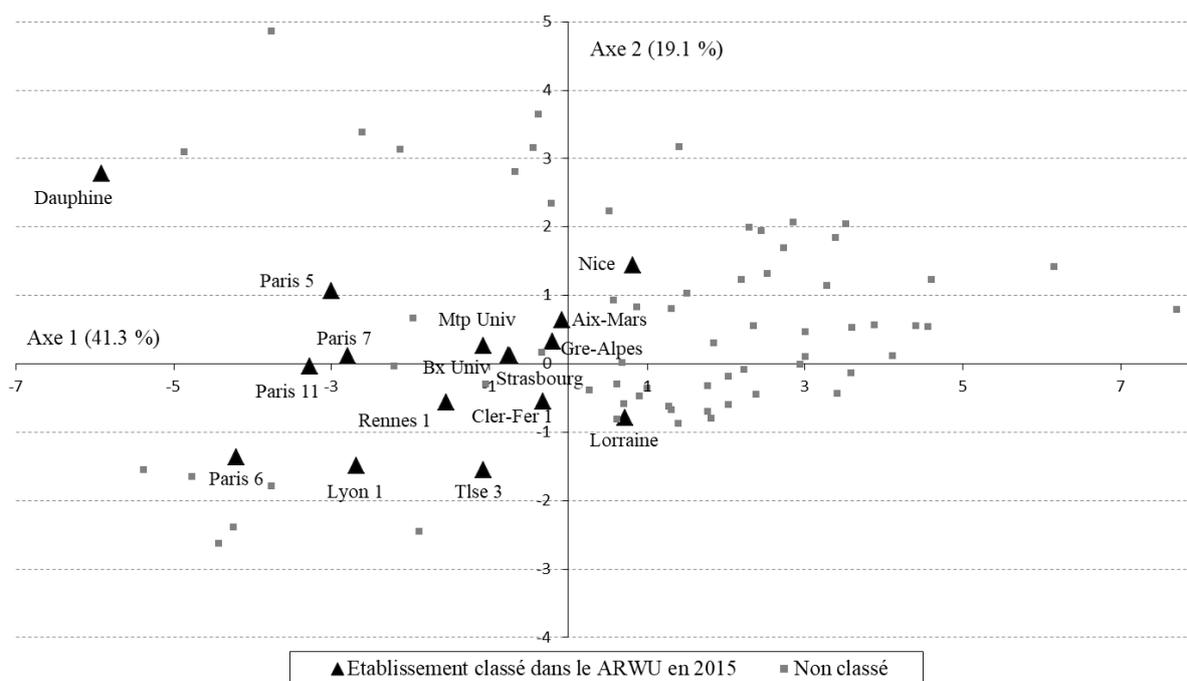
Afin de confirmer ces conjectures, on réalise une régression logistique visant à modéliser la probabilité pour un établissement d'être classé dans l'ARWU en 2015. Nous retenons comme variables explicatives les coordonnées des établissements sur les deux premières composantes principales, ainsi que le nombre d'étudiants inscrits dans chaque établissement pour contrôler un possible effet taille.

¹ <http://www.shanghairanking.com/fr/Academic-Ranking-of-World-Universities-2015-Press-Release.html>

² Ainsi, Valérie Pécresse, alors Ministre de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, déclarait en 2007 que "le classement de Shanghai était certes critiquable mais que puisqu'on ne pouvait changer les indicateurs dont nous n'étions pas maîtres, il valait mieux les retourner en notre faveur", http://www.senat.fr/cra/s20070711/s20070711_8.html.

Les axes de l'ACP n'ayant pas d'interprétation immédiate, il aurait été préférable d'expliquer la probabilité d'être classé à l'ARWU par les variables initiales (part d'étudiants dont le parent référent est cadre supérieur, etc.). Cependant, comme le montre le graphique des variables de l'ACP, beaucoup de variables apparaissent très corrélées entre elles, la régression sur les variables initiales est donc biaisée par une forte multicollinéarité. Afin de tenter de pallier ce problème, nous avons procédé à une régression "pas à pas" qui supprime les variables dont le VIF (*variance inflation factor*) est trop élevé. Or si l'on retient la règle du pouce selon laquelle des VIF supérieurs à 5 sont problématiques, on est conduit à supprimer des variables majeures de l'analyse (part d'enfants de cadre supérieur, part d'enfants d'ouvriers, part de titulaires d'un baccalauréat S) afin d'obtenir des VIF convenables. Au final, si elle ne permet pas d'interprétation directe, la régression sur les indices synthétiques correspondant aux coordonnées sur les deux axes de l'ACP permet cependant de supprimer les problèmes de multicollinéarité, du fait que ces axes sont par propriété orthogonaux.

Figure VIII – Projection des établissements classés à l'ARWU sur le plan factoriel de l'ACP en 2015



Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, SISE

Les résultats de la régression logistique corroborent les constats réalisés précédemment (table 4). Le coefficient négatif associé au premier axe confirme le fait que, à domaine disciplinaire principal et à taille constants, l'ARWU distingue particulièrement des établissements dont la composition sociale est favorisée. En revanche, la position des établissements sur le second axe n'apparaît pas statistiquement significative aux seuils habituels. Enfin, la taille des établissements – mesurée par le nombre

d'étudiants qui y sont inscrits – influe positivement sur leur probabilité d'être classés à l'ARWU. Cela confirme notamment l'argument fréquemment employé pour encourager les fusions universitaires selon lequel ces dernières constituent un moyen d'augmenter sa position dans les principaux classements (Docampo *et al.*, 2015).

Table 4 – Régression logistique modélisant la probabilité pour un établissement d'être classé à l'ARWU en 2015 selon sa position sur le plan factoriel de l'ACP

	Coefficient	Écart-type	Z-stat	P-valeur
(Constante)	-6.13	1.46	-4.19	0.00
Dimension 1	-0.74	0.25	-2.98	0.00
Dimension 2	-0.37	0.27	-1.38	0.17
Nombre d'étudiants	0.26	0.07	3.78	0.00
N	81			
Pseudo-R2 (McFadden)	0.56			

Note : le nombre d'étudiants inscrits dans chaque établissement est exprimé en milliers

Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Ces résultats peuvent en partie expliquer la tendance à une polarisation croissante des universités françaises que l'on observe. En effet, les palmarès universitaires se révèlent distinguer les établissements aux populations étudiantes les plus favorisées. C'est donc vers des établissements déjà dotés d'une composition sociale favorisée que se concentrent les financements supplémentaires orientés par ces dispositifs – notamment à l'occasion des fusions universitaires. Nous confirmons cette hypothèse dans la suite en montrant la congruence entre les établissements français apparaissant dans ces classements et ceux qui disposent d'une initiative d'excellence (cf. infra).

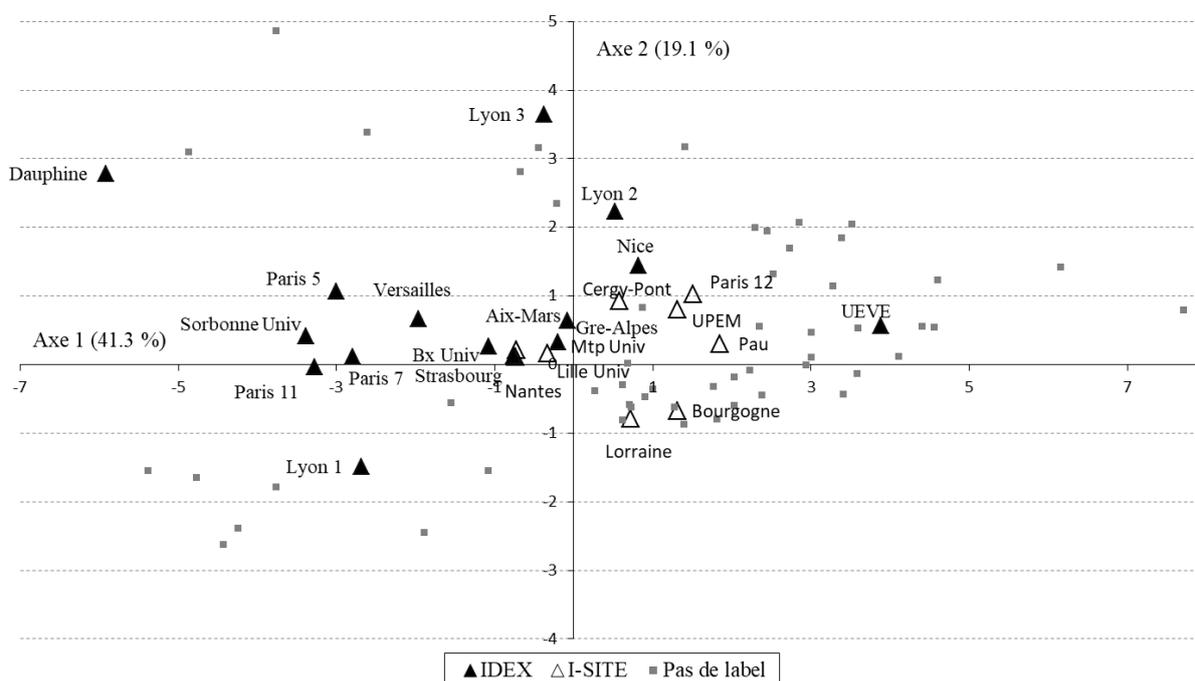
Les initiatives d'excellence

Engagés par la loi de finances rectificative du 9 mars 2010, les "investissements d'avenir" (PIA) ont pour objectif de soutenir des projets innovants dans un certain nombre de secteurs jugés "priorités nationales". La recherche y occupe une place majeure : la dotation accordée aux "initiatives

d'excellence" (IDEX) représente 7,7 G€, ce qui en fait de loin le poste le plus important³. En 2018, à l'issue des deux premières vagues des investissements d'avenir (PIA1 et PIA2), 10 établissements sont porteurs du label IDEX – dont 3 en période probatoire : les projets de Saclay, Paris Sciences et Lettres et Université de Paris. Par ailleurs, les PIA2 ont également différencié au sein des initiatives d'excellence des "Initiatives Science - Innovation - Territoires - Economie" (I-SITE), dont la capacité d'innovation est reconnue mais qui n'ont pas vocation à devenir des universités de rang mondial, et qui par conséquent reçoivent des dotations substantiellement plus faibles que les IDEX.

Nous représentons sur le plan factoriel les universités de notre échantillon qui appartiennent à un regroupement – généralement, une communauté d'universités et établissements, ou COMUE – détenant le label d'initiative d'excellence (figure X). Pour ce faire, nous avons dû construire *ex ante* l'Université Clermont-Auvergne, issue de la fusion en 2017 des universités Clermont I et Clermont II à partir des données 2015 de la base SISE, afin de rendre notre échantillon comparable aux universités bénéficiant du label d'initiative d'excellence.

Figure X – Projection des établissements bénéficiant d'une initiative d'excellence sur le plan factoriel de l'ACP en 2015



Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, SISE

³ Voir le *Rapport relatif à la mise en oeuvre et au suivi des investissements d'avenir* de 2015, disponible à l'adresse : https://www.performance-publique.budget.gouv.fr/sites/performance_publique/files/farandole/ressources/2015/pap/pdf/jaunes/jaune2015_investissements_avenir.pdf

Trois observations peuvent être formulées à partir de cette représentation. D'abord, les universités membres d'un établissement IDEX se situent pour la plupart dans le cadran de gauche du plan factoriel, et correspondent donc à des universités dont les populations étudiantes sont socialement favorisées. En réalité, ce fait est même certainement sous-estimé dans notre représentation : en pratique, ces universités sont généralement regroupées au sein de COMUES avec des grandes écoles et des composantes de recherche. Si l'on disposait des données nécessaires pour reconstituer complètement les composantes d'enseignement de ces regroupements, il est très vraisemblable qu'ils se déplaceraient encore vers la gauche du plan. C'est notamment le cas pour l'ensemble des universités qui se situent sur le cadran de droite : l'université d'Évry-Val-d'Essonne (UEVE, située à droite du plan) fait partie de l'Université Paris-Saclay aux côtés de l'Université de Versailles-Saint-Quentin-en-Yvelines, de Paris 11 et de grandes écoles (ENS Paris-Saclay, AgroParisTech, CentraleSupélec, ...). Lyon 2 et Lyon 3 font partie de la COMUE Université de Lyon aux côtés de Lyon 1 et de grandes écoles (ENS Lyon, IEP de Lyon, EM Lyon, ...), etc.

On remarque par ailleurs que la hiérarchie des initiatives d'excellence s'ordonne assez naturellement sur l'axe de composition sociale de l'ACP. Si l'on reprend les classifications issues de la CAH, les IDEX appartiennent très majoritairement aux groupes d'établissements dont les publics sont d'origine sociale favorisée, les I-SITE aux groupes à compositions sociales intermédiaires, mais aucun établissement appartenant au groupe caractérisé par des compositions sociales populaires ne détient le label d'initiative d'excellence – à l'exception de l'université d'Évry-Val-d'Essonne (UEVE), mais ce cas relève plus de l'artefact statistique pour les différentes raisons évoquées précédemment.

La CURIF

La Coordination des universités de recherche intensive françaises (CURIF) "regroupe des universités françaises de recherche intensive qui partagent les valeurs de formation de haut niveau dans un environnement de recherche de niveau international"⁴. Ce réseau a été créé en 2008 à l'initiative de l'université Pierre-et-Marie-Curie (Paris VI) dans le but "de défendre les spécificités des universités les plus actives dans le domaine de la recherche". En 2018, la CURIF est composée de 18 membres. Afin de caractériser les universités membres de la CURIF, nous représentons ces dernières sur le plan factoriel de l'ACP à partir des données de la base SISE en 2015 (figure IX). Pour ce faire, nous avons dû construire *ex ante* l'Université de Lille et Sorbonne Université, issues respectivement des fusions en 2018 des universités Lille 1, Lille 2 et Lille 3 d'une part, et de Paris-Sorbonne (Paris IV) et de l'université Pierre-et-Marie-Curie (Paris VI) de l'autre.

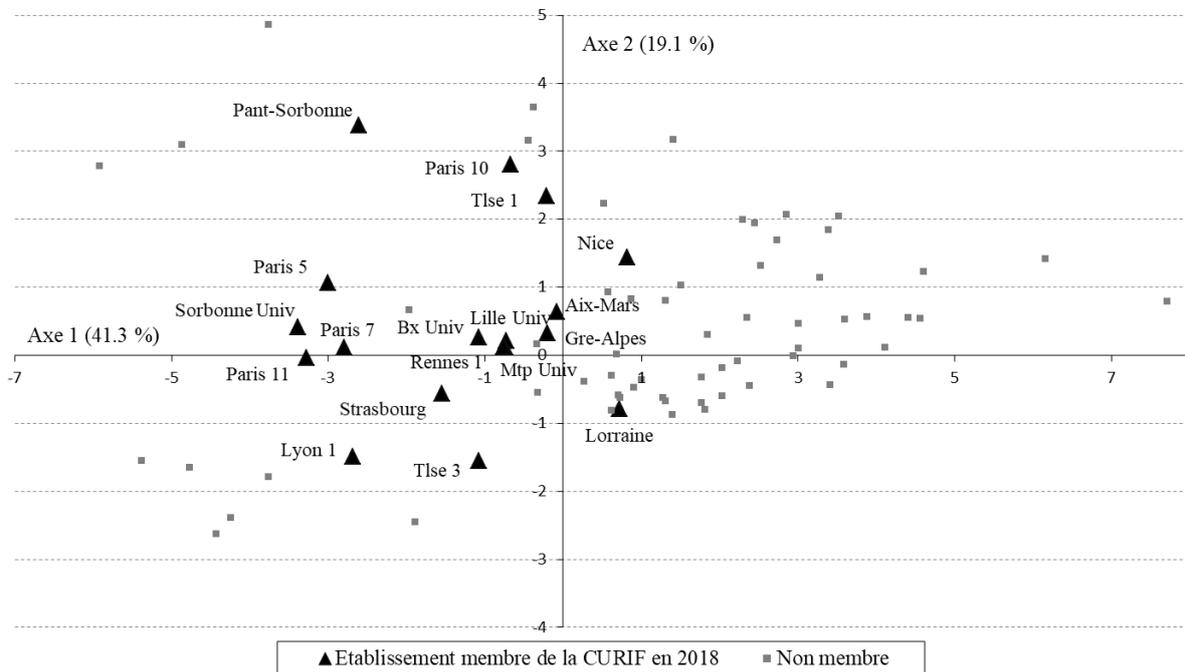
⁴ <http://www.curif.org/fr/a-propos/en-bref/>

Il apparaît clair que les universités membres de la CURIF correspondent soit aux universités qui présentent des compositions sociales très favorisées (situées à la gauche du plan factoriel, majoritairement parisiennes), soit aux universités qui sont issues de fusions (situées au centre du plan factoriel, du fait de l'effet généralement "moyennisant" de ces fusions). Il n'est donc pas surprenant que, comme l'indique le site internet de la CURIF, "toutes les universités françaises mentionnées dans le classement de Shanghai, sauf deux, sont dans la CURIF à commencer bien sûr par les cinq premières".

L'existence d'un groupement d'université aussi marqué socialement est-il à même d'accroître la polarisation au sein des universités françaises ? On peut le penser au vu des missions affichées par la CURIF. D'une part, ce groupement assume pleinement son rôle de lobbying : "La CURIF vise à mieux faire connaître aux des décideurs politiques et économiques et aux leaders d'opinion le rôle et les activités des universités de recherche intensive. Elle ambitionne de fournir des analyses approfondies et de formuler des recommandations concrètes." D'autre part, "les universités de la CURIF considèrent que [...] l'attribution des moyens aux universités, financiers, en ressources humaines et en investissement scientifique, doit prendre en compte en proportion suffisante, sous réserve de bonnes performances, le volume de leurs activités de recherche." Au vu de la corrélation forte que l'on observe entre les performances de recherche des universités d'un côté et la composition sociale de celles-ci de l'autre, ces stratégies des universités "de recherche intensive" peuvent partiellement expliquer la polarisation croissante observée au sein du paysage universitaire français.

Au final, ces représentations permettent d'articuler les différents dispositifs étudiés ("classement de Shanghai", CURIF, initiatives d'excellence) avec la polarisation croissante que l'on observe. En effet, il apparaît très clair que les listes des universités apparaissant respectivement au sein de ces différents dispositifs se recoupent largement. Cette observation a deux implications. D'une part, elle légitime *a posteriori* le recours au cadre de la polarisation, puisqu'il apparaît clair que les différents dispositifs visant à créer des universités de rang mondial concordent, et que les universités visées par ces dispositifs s'identifient comme tel au sein d'un groupe clairement défini. D'autre part, cette observation appuie l'analyse causale que nous suggérons entre ces dispositifs et la polarisation observée. En effet, la plupart des universités qui ont reçu des financements au nom de leur appartenance à un IDEX apparaissaient déjà dans les principaux classements internationaux avant ce dispositif. Il semble donc bien y avoir un effet Matthieu : les universités apparaissant dans ces classements, déjà caractérisées par une composition sociale favorisée, parviennent à capter des ressources supplémentaires importantes au titre de leur position dans ces classements.

Figure IX – Projection des établissements membres de la CURIF en 2018 sur le plan factoriel de l'ACP en 2015



Champ : universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur

Source : MESRI-SIES, *SISE*

Conclusion

A partir des bases exhaustives des inscriptions étudiantes dans le système universitaire français, nous avons montré que celui-ci se caractérise par une forte hétérogénéité sociale, à la structure stable depuis le milieu des années 2000. Si l'enseignement supérieur poursuit le processus d'ouverture aux jeunes issues des classes populaires observé depuis plusieurs décennies, cette ouverture ne permet pas d'accroître la mixité sociale dans les universités. Les indicateurs de polarisation des populations étudiantes du système universitaire que nous avons proposés montrent tous un fort accroissement entre 2007 et 2015. Nous montrons de plus que les dispositifs discursifs qui structurent les représentations de l'enseignement supérieur et de la recherche, comme les politiques publiques mises en œuvre sur la période, correspondent avec une surprenante précision à cette structure sociale polarisée.

D'autres évolutions contemporaines laissent penser que cette polarisation devrait s'approfondir dans les années qui viennent. Après des hésitations sur les statuts des regroupements universitaires (regroupements, pôles, communautés, etc.), la rédaction de statuts d'exception pour les Idex au second semestre de l'année 2018 pourrait traduire dans le code de l'éducation l'existence de deux types distincts

d'universités en France. En lien avec cette évolution légale, la possibilité pour les universités disposant du statut de grand établissement de mettre en place des frais d'inscription bien plus élevés que ceux des diplômes universitaires nationaux renforce encore la polarisation sociale, à la fois parce qu'elle joue le rôle de barrière à l'entrée dans les établissements à population étudiante socialement favorisée et parce qu'elle accroît les différences de moyens entre les établissements des deux groupes.

Plusieurs approfondissements peuvent-être envisagés à partir de cette étude. En remontant dans le temps, on pourrait tester la présence d'une période d'ouverture sociale du système universitaire sans polarisation. L'extension progressive du périmètre de la base SISE universités risque néanmoins de réduire la portée d'une telle étude. Nous envisageons une extension vers les établissements sous la tutelle des autres ministères, qui pourrait être plus fructueuse et permettrait de tester l'hypothèse d'une convergence des universités à gauche du plan vers les grandes écoles. La lecture que nous proposons des Idex s'en verrait renforcée. Enfin, une analyse multi-échelle est également envisageable : au sein même des établissements, peut-on observer une polarisation sociale interne entre Licence et Master par exemple, entre disciplines ou entre différents campus d'une même université ? Ou au cours du cycle Licence, à l'occasion de l'arrivée en L3 des étudiants issus des CPGE ou dans les doubles licences et autres dispositifs dérogatoires. On pourrait alors décomposer les rôles respectifs de l'établissement, du campus, de la discipline, du cycle, etc. dans la mixité ou la polarisation sociales vécues par la jeunesse étudiante.

Bibliographie

Albouy, V. & Tavan, C. (2007). Accès à l'enseignement supérieur en France: une démocratisation réelle mais de faible ampleur. *Économie et Statistique*, 410, 3–22. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7053>

- Albouy, V. & Wanecq, T. (2003).** Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles. *Économie et Statistique*, 361, 27–52. <https://doi.org/10.3406/estat.2003.7351>
- Altbach, P.G. (2015).** The costs and benefits of world-class universities. *International Higher Education*, 33, 5–8. <https://doi.org/10.6017/ihe.2003.33.7381>
- Amsler, S.-S., & Bolsmann, C.-H. (2012).** University ranking as social exclusion. *British Journal of Sociology of Education*, 33, 283–301 <https://doi.org/10.1080/01425692.2011.649835>
- Anderson, G. (2011).** Polarization measurement and inference in many dimensions when subgroups can not be identified. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 5, 1–19 <http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2011-11>
- Auzet, L. & Février, M. (2007).** Niveaux de vie et pauvreté en France : les départements du Nord et du Sud sont les plus touchés par la pauvreté et les inégalités. *Insee Première*, 1162. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1280669>
- Billaut, J.C., Bouyssou, D. & Vincke, P. (2010).** Should you believe in the Shanghai ranking ? *Scientometrics*, 84, 237–263. <https://doi.org/10.1007/s11192-009-0115-x>
- Boutchénik, B., Coron, C., Grobon, S., Goffette, C. & Vallet, L.-A. (2015).** Quantifier l'influence totale de la famille d'origine sur le devenir scolaire et professionnel des individus. *Economie et statistique*, 5–23. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10532>
- Brinbaum, Y., Huguée, C. & Poullaouec, T. (2018).** 50% to the bachelor's degree... but how? Young people from working class families at university in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 499, 79–105. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.499s.1941>
- Bruno, I., Jacquot, S. & Mandin, L. (2006).** Europeanization through its instrumentation: benchmarking, mainstreaming and the open method of co-ordination toolbox or pandora's box? *Journal of European public policy*, 13, 519–536. <https://doi.org/10.1080/13501760600693895>
- Brusadelli, N. & Lebaron, F. (2012).** Les indicateurs de "performance" universitaire. *Savoir/Agir*, 4, 97–104. <https://doi.org/10.3917/sava.022.0097>
- Convert, B. (2006).** *Les impasses de la démocratisation scolaire*. Paris: Raisons d'Agir.
- Desrosières, A. (2008).** *L'Argument statistique. Pour une sociologie historique de la quantification (tome I) et Gouverner par les nombres (tome II)*. Paris: Presses de l'école des Mines.
- Docampo, D., Egret, D. & Cram, L. (2015).** The effect of university mergers on the shanghai ranking. *Scientometrics*, 104, 157–191. <https://doi.org/10.1007/s11192-015-1587-5>
- Duclos, J.-Y., Esteban, J.-M. & Ray, D. (2004).** Polarization: concepts, measurement, estimation. *Econometrica*, 72, 1737–1772. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00552.x>
- Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2008).** Du baccalauréat à l'enseignement supérieur en France: déplacement et recomposition des inégalités. *Population*, 63, 123–157. <https://doi.org/10.3917/popu.801.0123>
- Échevin, D. & Parent, A. (2002).** Les indicateurs de polarisation et leur application à la France. *Economie & prévision*, 155, 13–30. <https://doi.org/10.3406/ecop.2002.6867>
- Espeland, W.-N. & Sauder, M. (2007).** Rankings and reactivity: how public measures recreate social worlds. *American Journal of Sociology*, 113, 1–40. <https://doi.org/10.1086/517897>
- Esteban, J.-M. & Ray, D. (1994).** On the measurement of polarizarion. *Econometrica*, 62, 819–851. <https://doi.org/10.2307/2951734>
- Frouillou, L. (2017).** Des publics hétérogènes ? Tableau des étudiants en Géographie des universités françaises. *Carnets de géographes*, 10, 1–17. <https://doi.org/10.4000/cdg.1129>

- Garcia, S. (2009).** Réformes de Bologne et économicisation de l'enseignement supérieur. *Revue du MAUSS*, 33, 154–172. <https://doi.org/10.3917/rdm.033.0154>
- Halfman, W. & Leydesdorff, L. (2010).** Is Inequality Among Universities Increasing? Gini Coefficients and the Elusive Rise of Elite Universities. *Minerva*, 48, 55–72. <https://doi.org/10.1007/s11024-010-9141-3>
- Husson, F., Josse, J. & Pagès, J. (2010).** Principal component methods – hierarchical clustering - partitional clustering: why would we need to choose for visualizing data ? Agrocampus, *Rapport technique*. http://factominer.free.fr/more/HCPC_husson_josse.pdf
- Ichou, M. & Vallet, L.-A. (2013).** Academic achievement, tracking decisions, and their relative contribution to educational inequalities : Change over four decades in France. In M. Jackson (Ed.), *Determined to succeed ? Performance versus choice in educational attainment*, 116-148. Stanford University.
- Jauneau, Y. (2009).** Les employés et ouvriers non qualifiés. *Insee Première*, 1250. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281102>
- Marchand, O. (2010).** 50 ans de mutations de l'emploi. *Insee Première*, 1312. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1283207>
- Merton, R.-K. (1968).** The Matthew effect in science. *Science*, 159, 56–63. <https://doi.org/10.1126/science.159.3810.56>
- Nicourd, S., Samuel, O. & Vilter, S. (2011).** Les inégalités territoriales à l'université: effets sur les parcours des étudiants d'origine populaire. *Revue française de pédagogie*, 176, 27–40. <https://doi.org/10.4000/rfp.3153>
- Paradeise, C. & Thoenig, J. C. (2015).** *In Search of Academic Quality*. London: Palgrave MacMillan.
- Peugny, C. (2013).** *Le destin au berceau. Inégalités et reproduction sociale*. Paris: Seuil.
- Place, D. & Vincent, B. (2009).** L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences. *Economie et statistique*, 424–425, 125–147. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8034>
- Robette, N. (2011).** Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires. Paris : CEPED. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01016125>
- Rocher, T. (2016).** Construction d'un indice de position sociale des élèves. *Éducation et formations*, Ministère de l'éducation nationale, 5–27. <http://www.education.gouv.fr/cid100723/inegalites-sociales-motivation-scolaire-offre-de-formation-decrochage.html>
- Rosenwald, F. (2006).** Filles et garçons dans le système éducatif depuis vingt ans. Insee, *Données sociale: La société française*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371989>
- Selz, M. & Vallet, L.-A. (2006).** La démocratisation de l'enseignement et son paradoxe apparent. Insee, *Données sociale: La société française*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371955>
- Truong, F. (2015).** Comment les "nouveaux étudiants" s'ajustent aux études supérieures par le bas. *Diversité*, 181, 68–73.
- Van Parijs, P. (2009).** European higher education under the spell of university rankings. *Ethical perspectives*, 16, 189–206. <https://doi.org/10.2143/EP.16.2.2041651>
- Wang, Y.-Q. & Tsui, K.-Y. (2000).** Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices. *Journal of Public Economic Theory*, 2, 349–363. <https://doi.org/10.1111/1097-3923.00042>

Présentation synthétique

Question clé

Au cours de la dernière décennie, l'enseignement supérieur a connu une nouvelle étape de globalisation, symbolisée par les palmarès internationaux de type « classement de Shanghai ». Face à ce constat, certains ont exprimé la crainte que les effets performatifs de ces classements génèrent à terme des systèmes éducatifs à deux vitesses : d'un côté, un nombre restreint de "world-class universities" et, de l'autre, un vaste ensemble d'universités de second rang. Observe-t-on en pratique une polarisation du système universitaire français depuis le milieu des années 2000 ?

Méthodologie

A partir des bases exhaustives des inscriptions universitaires (SISE 2007-2015), nous construisons un indice de composition sociale et une typologie des universités françaises via une analyse de données. Nous mobilisons alors une mesure économétrique pour caractériser la dynamique de la polarisation. Enfin, une modélisation logistique permet d'articuler la polarisation observée et le recours accru aux indicateurs de performance.

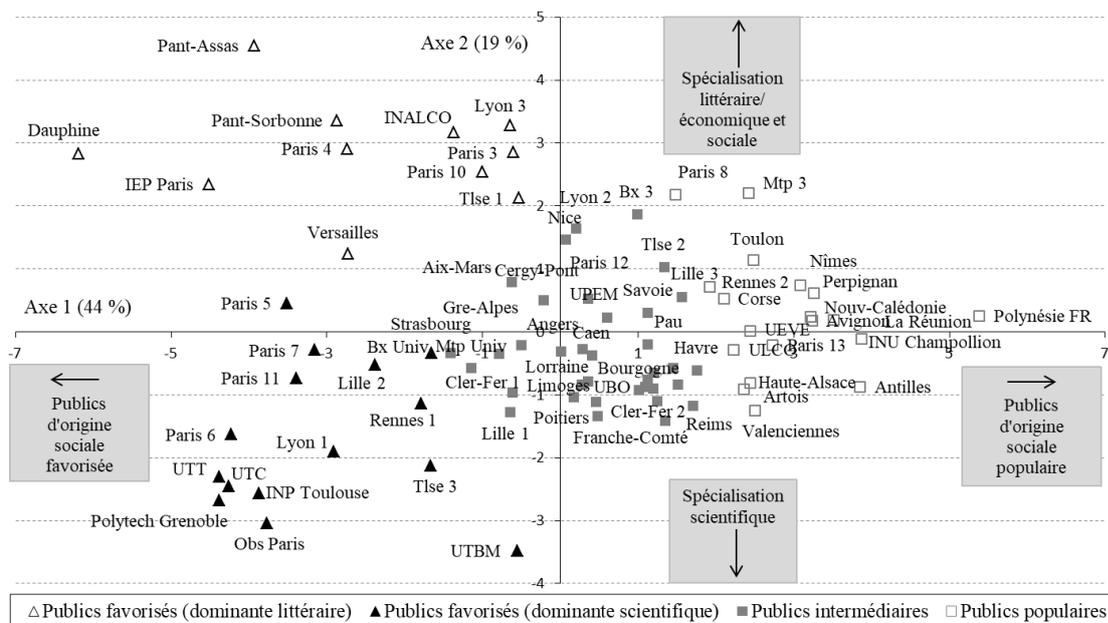
Résultats

L'analyse de l'indice de composition sociale sur le plan statique met en lumière un espace universitaire socialement ségrégré. Les inégalités de composition sociale observées recourent en partie la distribution des niveaux de vie au sein des différents territoires français.

Les inégalités de composition sociale entre établissements s'accroissent entre 2007 et 2015. Le degré de dispersion de l'indice de composition sociale augmente de 18 % sur la période. L'indice de polarisation croît de 5 à 15 % selon le nombre de classes et le degré de sensibilité à la polarisation retenus.

Les dispositifs nationaux (initiatives d'excellence) et internationaux (classements universitaires) qui structurent la globalisation universitaire se révèlent distinguer les établissements aux populations étudiantes les plus favorisées. C'est donc vers les étudiants les plus dotés en capitaux de toutes sortes que se concentrent les financements supplémentaires orientés par ces dispositifs.

Représentation des établissements sur le plan factoriel issu de l'ACP en 2007 :



Message

Le système d'enseignement supérieur français se caractérise par une forte hétérogénéité sociale des publics étudiants, et cette dernière s'accroît entre 2007 et 2015. L'analyse suggère que le recours accru aux indicateurs de performance académique pour guider ou justifier les politiques d'enseignement supérieur est en partie à l'origine de cette tendance. Nos résultats plaident pour une plus grande variété dans les indicateurs utilisés pour guider les politiques d'enseignement, en particulier dans l'attribution des ressources. Il apparaît notamment important de prendre en compte les inégalités qui existent au niveau des territoires, et qui se répercutent dans l'hétérogénéité sociale observée parmi les établissements.