

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Dossier thématique Inégalités et éducation

Articles

Participation des salariés, performance des
entreprises et distribution de liquidités –
Paysage et modélisation de l'urbanisation

Thematic Section Inequality and Education

Articles

Employee Participation, Corporate
Performance and Cash Distribution –
Landscape and Modelling of Urbanisation

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (Banque de France et École d'Économie d'Aix-Marseille)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne University - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)
Pauline GIVORD (Dares et Crest)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)
Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Pascal GODEFROY

Assistant éditorial / Editorial Assistant: ...

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG Royaume-Uni

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE
1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

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

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

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 528-529 – 2021

DOSSIER THÉMATIQUE : INÉGALITÉS ET ÉDUCATION

- 3 Inégalités scolaires et politiques éducatives : une introduction**
Georges Felouzis
- 9 Mixité sociale : retour sur douze ans de ciblage des politiques d'éducation prioritaire**
Pierre Courtioux et Tristan-Pierre Maury
- 29 Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Mesurer les effets établissements, au-delà de la moyenne**
Pauline Givord et Milena Suarez Castillo
- 47 Les inégalités de compétences à la fin des études**
Fabrice Murat
- 63 L'université française, lieu de brassage ou de ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015)**
Romain Avouac et Hugo Harari-Kermadec

ARTICLES

- 85 La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise : quel impact sur la performance et la politique de distribution des liquidités dans le SBF 120 (2000-2014) ?**
Cécile Cézanne et Xavier Hollandts
- 109 Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers**
Julie Bourbeillon, Thomas Coisnon, Damien Rousselière et Julien Salanié
- 129 Reviewers 2018-2019**

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

Inégalités scolaires et politiques éducatives : une introduction

Georges Felouzis*

Les articles que l'on trouvera dans ce dossier thématique *d'Economie et Statistique / Economics and Statistics* ont pour point commun de traiter des politiques éducatives en ce début du XXI^e siècle sous l'angle des inégalités sociales d'éducation, en mobilisant de grandes bases de données, capables de fournir une vision objective et précise des tendances du système éducatif français depuis une vingtaine d'années.

Ce questionnement sur les inégalités prend appui sur une longue tradition de recherche en éducation, issue notamment de la sociologie. Depuis les premiers travaux de Coleman (1966) aux États-Unis, Bernstein (1975) au Royaume-Uni, et de Bourdieu & Passeron (1964) en France, la question des inégalités scolaires s'est imposée à nos sociétés démocratiques dont l'un des principes majeurs d'attribution des places est le diplôme, pensé comme mesure du mérite et des compétences acquises.

Une des questions que n'a cessé de poser la sociologie au travers des travaux sur les inégalités scolaires est celle des voies d'accès au mérite et aux diplômes, dont les approches ethnographiques comme les observations statistiques (van Zanten, 2015 ; Bourdieu, 1989) montrent qu'elles sont étroitement liées aux caractéristiques objectives des individus – i.e. leur origine sociale, leur sexe, leur appartenance à une minorité, etc. – et qu'elles doivent beaucoup à la nature du système éducatif ainsi qu'au fonctionnement des institutions elles-mêmes. Ce questionnement est d'autant plus pertinent aujourd'hui que la France apparaît dans les enquêtes internationales comme l'un des pays de l'hémisphère Nord les plus inégalitaires si l'on considère l'ampleur du lien entre la position sociale et culturelle des élèves et leurs acquis à 15 ans (OCDE, 2019). Cette ampleur de l'inégalité sociale des acquis prend un relief particulier au regard de la référence à l'égalité du discours national.

Pour analyser ce phénomène, nous sommes loin de partir de zéro. Les sciences sociales s'emploient depuis des décennies à le décortiquer dans sa dimension descriptive et empirique et à en identifier les sources, en lien avec la nature de l'institution scolaire elle-même. Il ne suffit donc pas de prendre la mesure des inégalités, aussi précise et fiable soit-elle. Il est aussi nécessaire de s'interroger sur l'action publique en éducation et sur les moyens de limiter l'ampleur des inégalités scolaires dont les conséquences sur le destin des individus et l'accès à l'emploi sont régulièrement rappelées (Henrard & Ilardi, 2017).

Pour cela, il est utile d'explicitier ce que l'on entend par « inégalités » dans le domaine de l'éducation et quelles en sont les différentes formes, de revenir sur leurs sources et conditions, et enfin, nous traiterons de la question des politiques. C'est ce que propose cette introduction avant de présenter les articles du dossier thématique.

Que dit-on lorsqu'on dit « inégalités » ?

En première approximation, nous pouvons définir le concept d'inégalité par deux dimensions principales. La première est la nature des biens qui font l'objet d'une inégale distribution,

* Université de Genève (georges.felouzis@unige.ch)

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.
Citation: Felouzis, G. (2021). School Inequalities and Educational Policies: An Introduction. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 3–8. doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2056

la deuxième est constituée par les principes concrets qui président à la répartition de ces biens. Il y a inégalité dès lors que les biens concernés sont rares, utiles et valorisés. Il peut s'agir de biens matériels (des revenus, un patrimoine, un environnement de vie de qualité par exemple) mais aussi de biens plus symboliques, de ceux que distribue l'école sous forme de diplômes ou de compétences acquises notamment. Dans la tradition de la sociologie et de l'économie de l'éducation, les différences de répartition de ces biens rares entre individus sont considérées comme des inégalités dès lors qu'elles dépendent de l'appartenance à un groupe social. C'est bien ce raisonnement qui préside aux analyses statistiques des grandes bases de données scolaires. On s'attache par exemple à expliquer – au sens statistique du terme – la variance des scores d'élèves à des tests standardisés par leurs caractéristiques ou leur position : leur origine sociale, leur sexe, leur parcours migratoire, leur établissement scolaire, leur classe, etc., afin d'isoler ce qui ne dépend pas de l'individu en tant que tel – son effort, son mérite ou ses talents – mais de son appartenance à un groupe social particulier, qu'il en tire avantage ou au contraire qu'il en soit pénalisé.

Toutefois, cette dichotomie entre ce qui dépendrait « de la société » et ce qui dépendrait « de l'individu » trouve rapidement ses limites, dès lors que l'on se situe dans une perspective sociologique. Depuis les travaux de Bourdieu & Passeron (1970) il est établi que le « mérite », compris comme l'ensemble des compétences pertinentes pour réussir à l'école, est lui-même le fruit d'un travail de socialisation familiale qui intervient dès le plus jeune âge. Il n'y a donc rien d'étonnant à ce que ces compétences – ou si l'on préfère ce « mérite » – soient fortement liées à l'origine sociale des élèves. Les travaux de van Zanten (2009) sur ce travail parental quotidien, fait de transmission de savoirs et de valeurs scolaires comme de stratégies de placement dans les bons établissements, montre bien cette construction quotidienne du mérite en lien étroit avec la position sociale des familles. Dans une perspective proche mais sur des terrains différents, Lahire (2019) donne à voir de façon très précise la construction des esprits et des individualités des jeunes enfants dans des contextes sociaux très contrastés. Dans une société stratifiée, fortement structurée par les inégalités de conditions de vie, ces individualités ne peuvent entretenir que des rapports différenciés à l'école et aux attendus scolaires. D'où les limites de la méritocratie (Duru-Bellat, 2009) qui consiste à donner plus – les meilleures conditions d'apprentissage, les programmes les plus ambitieux, etc. – à ceux qui ont déjà le plus – les meilleurs élèves, souvent issus des milieux les plus favorisés. Les classes préparatoires aux grandes écoles, dont le recrutement social est peu diversifié, représentent pour beaucoup d'auteurs un symbole des effets pervers de cette méritocratie. Pour Baudelot & Establet (2009) ce processus relève d'un « élitisme républicain » qui fonctionne comme un puissant facteur de reproduction sociale.

Le mérite scolaire comme construction sociale

Pour entrer plus avant dans le concept d'inégalité en éducation, notamment pour en identifier les sources, il est possible d'introduire une première distinction analytique. Dans le domaine des apprentissages, on l'a vu, l'avantage social des élèves de milieux favorisés est un puissant facteur d'inégalités. Dès le plus jeune âge, avant même la scolarisation, le développement par exemple du langage oral des enfants est fortement dépendant du contexte familial – linguistique et culturel notamment – dans lequel ils grandissent. Or le développement du langage est un prédicteur fort de la réussite en lecture (Zorman *et al.*, 2015) et de l'ensemble de la scolarité. Les inégalités se construisent donc très tôt et peuvent être qualifiées de « primaires » (Boudon, 1973) au sens où elles sont fortement ancrées dans la socialisation primaire des individus. Le substrat à partir duquel travaille l'école n'est donc pas une population homogène, tant s'en faut. Toutefois, la simple comparaison de systèmes éducatifs au plan international montre que les inégalités ne sont pas seulement primaires. Elles dépendent aussi des systèmes éducatifs eux-mêmes, des contenus valorisés dans l'enseignement, des modes de sélection et d'évaluation des élèves, de l'organisation générale des curriculums, etc. Les enquêtes PISA ne font rien d'autre que de mettre au jour, tous les trois ans, ces inégalités « secondaires », qui dépendent des systèmes éducatifs eux-mêmes, fruits d'une lente sédimentation de politiques éducatives successives. Un exemple peut être pris dans l'un des derniers rapports PISA (OCDE, 2020) concernant les

liens entre l'âge du premier palier d'orientation vers des filières différenciées et l'ampleur des inégalités sociales de compétences à 15 ans dans chaque pays participant à l'enquête. Plus ce premier palier intervient tôt dans la scolarité des élèves, plus les inégalités sociales de performances sont importantes et donc moins les systèmes éducatifs sont équitables (OCDE, 2020, p 82). Ces politiques de filiarisation, qui interviennent le plus souvent dès le début de l'enseignement secondaire obligatoire, accentuent ainsi l'ampleur des inégalités d'apprentissage.

Une deuxième distinction analytique concerne la rareté des biens dont on étudie la répartition. Cette rareté dépend toujours de l'état de la scolarisation à un moment donné dans une société donnée. D'où la difficulté de mesurer sur le long terme l'évolution des inégalités scolaires, à partir de la répartition de diplômes dont le sens et la rareté peuvent changer au fil du temps. L'exemple du baccalauréat est emblématique de cette difficulté. Son taux d'obtention a si fortement progressé sous l'effet des politiques de démocratisation de l'enseignement depuis le milieu du XX^e siècle, que la comparaison sur le long terme devient délicate. De plus, avec sa différenciation progressive par les filières et options, la question se pose de ce que mesure véritablement ce diplôme. D'où le débat qui a animé la sociologie de l'éducation sur l'évolution des inégalités sociales d'obtention du baccalauréat. Pour Thélot & Vallet (2000), les écarts selon l'origine sociale sont nettement plus faibles à la fin des années 1990 que dans les années 1960, tout en laissant un écart fort entre enfants de cadres et d'ouvriers tous baccalauréats confondus, plus marqué pour la seule filière générale. Merle (2000) a introduit la notion de « démocratisation ségrégative » pour qualifier le double mouvement d'élargissement de l'accès au baccalauréat et de différenciation de l'origine sociale selon les filières et séries. Les mêmes questions se posent pour l'enseignement supérieur, dont l'ouverture s'est accompagnée d'une forte diversification des formations offertes.

Inégalités : quel rôle pour les politiques ?

Les sources des inégalités scolaires sont multiples et il n'est pas possible d'en dresser un panorama complet dans le cadre nécessairement limité de cette introduction¹. La façon dont l'école considère et traite les inégalités de départ entre élèves est bien sûr déterminante. Toutes les dimensions de la scolarité sont concernées, de l'espace concret de la classe et du déroulement de l'enseignement (Rochex & Crinon, 2011) à la structure et l'organisation des systèmes éducatifs (Mons, 2007). Comment les politiques d'éducation produisent-elles plus ou moins d'équité ?

Pour faire écho aux articles du présent numéro, nous tenterons une courte réponse à ces interrogations en prenant l'exemple de la ségrégation. De nombreux travaux, des recherches fondatrices de Jencks (1979) aux analyses secondaires des données PISA (Pomianowicz, 2021), les résultats sont très cohérents et montrent qu'elle est un puissant facteur d'inégalité. La ségrégation scolaire peut résulter de multiples facteurs : des conséquences d'une politique de filiarisation précoce dès la fin de l'enseignement primaire (Woessmann, 2009), de marchés ou quasi-marchés scolaires (Felouzis *et al.*, 2013), d'une différenciation des espaces urbains couplée à un système de carte scolaire (van Zanten, 2012), voire de leur combinaison. Quoi qu'il en soit, le degré de ségrégation des élèves selon leurs caractéristiques sociales, culturelles, leur origine migratoire ou leurs résultats scolaires est fortement lié à l'ampleur des inégalités d'apprentissage, d'orientation ou de diplomation.

Plusieurs mécanismes se cumulent pour expliquer ce phénomène. Il peut s'agir d'un effet de la différenciation de l'offre de formation (i.e. des programmes d'enseignement), au plan qualitatif comme quantitatif. C'est notamment le cas dans les systèmes éducatifs où prévalent des filières dès la fin de l'enseignement primaire, comme en Allemagne ou dans beaucoup de cantons en Suisse par exemple. Mais la différenciation peut se faire aussi par l'établissement, alors majoritairement en fonction du lieu de résidence, comme dans

1. Pour une analyse plus complète, voir Felouzis (2020).

les collèges français (Merle, 2012), avec des conditions de scolarisation qualitativement contrastées en lien notamment avec les effets de pairs. La méta-analyse de van Ewijk & Slegers (2010) sur l'effet du statut socioéconomique des pairs sur le niveau d'apprentissage des élèves montre que cet effet est substantiel, cumulatif au fil du parcours scolaire et qu'il explique une large part des effets délétères de la ségrégation scolaire sur les apprentissages des élèves les plus défavorisés.

Les quelques résultats évoqués ci-dessus suggèrent que le renforcement de la mixité sociale à l'école est une piste pour rendre le système éducatif plus équitable. En 2016, le rapport du Conseil national d'évaluation du système scolaire proposait une revue sans précédent des raisons pour lesquelles l'école en France produit de l'injustice, au rang desquelles la ségrégation sociale ou liée à l'origine migratoire (Cnesco, 2016). Dans une contribution pour ce rapport (Felouzis *et al.*, 2016), nous nous demandions si les effets pervers de certaines politiques (collège unique et éducation prioritaire) n'avaient pas en fait contribué à la ségrégation scolaire.

L'exemple des effets de la ségrégation et des tentatives de leur régulation par la politique d'éducation prioritaire montre l'ampleur des questions qui restent ouvertes. Il ressort toutefois de nos analyses que la lutte contre la ségrégation elle-même, et le rééquilibrage de la composition sociale en particulier dans les collèges, est une voie non négligeable d'amélioration de l'équité des systèmes éducatifs. Une expérimentation de « secteurs multi-collèges » en cours depuis 2017 dans deux arrondissements parisiens va dans ce sens. Dans un objectif explicite de mixité sociale, elle vise à brasser les élèves à l'entrée en 6^{ème}, s'attaquant ainsi à l'un des aspects de la ségrégation dans les grandes agglomérations, où l'affectation des élèves selon la sectorisation peut produire de fortes différences de composition sociale entre des collèges géographiquement très proches. Limitée à trois secteurs impliquant chacun deux collèges initialement très différenciés en termes d'origine sociale des élèves, son évaluation après trois années (Grenet & Souidi, 2021) montre que des actions volontaires peuvent améliorer la mixité sociale².

Il ne s'agit bien sûr que d'une expérimentation locale, dont tous les résultats n'ont pas encore été évalués, notamment ses effets sur les résultats des élèves au collège et la suite de leur scolarité au lycée ; d'un point de vue pragmatique, elle n'est en outre envisageable qu'au niveau de grandes agglomérations alliant diversité sociale et maillage scolaire très fin. Mais nous choisissons d'en retenir qu'une réelle volonté politique peut accroître la mixité sociale dans les établissements scolaires et ainsi potentiellement donner les meilleures chances à un plus grand nombre de bénéficier de conditions équitables d'apprentissage, et de réussite.

Quatre contributions sur les inégalités et les politiques éducatives

Ces interrogations sur les liens entre politiques éducatives et inégalités sont déclinées, sous des angles divers et pour différents niveaux de scolarité et d'éducation, dans les quatre articles du présent dossier. Sans dévoiler toute la richesse des résultats présentés, nous en proposons maintenant une courte présentation.

L'article de **Pierre Courtioux et Tristan-Pierre Maury** propose une analyse de l'évolution de la mixité sociale dans les collèges classés en éducation prioritaire de 2004 à 2016, et du ciblage de cette politique : ses nombreuses réformes ont-elles conduit à la recentrer, ou pas, sur les collèges les plus défavorisés ? Au-delà de cette question factuelle, les auteurs examinent si l'éducation prioritaire favorise l'intégration sociale des élèves, dans la perspective d'améliorer leurs conditions d'apprentissage. Leurs analyses, conduites sur la Base Centrale Scolarité (BCS), montrent qu'un réel recentrage des moyens s'est opéré en 2015, avec la mise en place des réseaux d'éducation prioritaire, sur les collèges dont la composition sociale était la plus modeste. L'éducation prioritaire, qui vise à compenser les effets de la ségrégation scolaire, apparaît ainsi mieux ciblée à la fin de la période étudiée,

2. L'expérimentation se poursuit, sans toutefois être étendue à d'autres arrondissements.

ce que traduit la moindre mixité sociale dans les collèges concernés et l'accentuation des différences de mixité entre ces collèges et les autres.

Pauline Givord et Milena Suarez Castillo se penchent sur la mesure des « effets lycée », qui vise à rendre compte de la contribution des lycées aux résultats de leurs élèves. En très bref, cet effet est mesuré au niveau de chaque lycée par l'écart entre les résultats obtenus par les élèves au baccalauréat et les résultats prédits sur la base de leurs caractéristiques (milieu social notamment) et de leur niveau scolaire initial (leur note au brevet). Les auteures rappellent toutes les difficultés pour mesurer cet effet, mais surtout elles questionnent la pertinence d'une mesure à la moyenne : un effet moyen positif traduit-il l'action d'un lycée dans lequel tous les élèves réussissent mieux, ou dans lequel seule une partie des élèves réussissent très bien et d'autres moins bien qu'attendu au regard de leurs caractéristiques ? À partir de régressions quantiles et pour les résultats au baccalauréat en 2015, elles montrent d'abord que, dans la très grande majorité des lycées, les écarts de notes au baccalauréat ne sont pas significativement différents de ceux attendus. Mais elles notent aussi, à rebours de l'idée qui voudrait que plus d'égalité implique un nivellement par le bas, que des lycées parviennent à réduire les écarts entre élèves et à améliorer les résultats de tous les élèves.

L'article de **Fabrice Murat** aborde la question des inégalités éducatives sous l'angle des compétences des diplômés à la fin de leurs études. À partir d'une analyse approfondie de l'enquête Information et Vie Quotidienne (IVQ) de 2004 et de 2011 l'auteur montre en premier le lien étroit entre les compétences et le niveau d'étude, ce qui ne manque pas de rassurer le lecteur, mais aussi que des inégalités de compétences s'observent à niveau de diplôme donné. Leur ampleur est cependant restée stable entre 2004 et 2011. L'article propose aussi, en mobilisant les données du *Program for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC), une mise en perspective internationale dont il ressort que la France se situe dans la moyenne des pays européens. Ce résultat, qui contraste avec ceux des enquêtes PISA à partir de 2003, s'explique par le fait que les jeunes ayant fini leurs études en 2011 correspondent plutôt à ceux qui ont passé PISA au début des années 2000, avant l'augmentation des inégalités sociales.

Ce dossier se termine avec l'article de **Romain Avouac et Hugo Harari-Kermadec**, qui s'attaquent à une ambitieuse question : l'université est-elle un « lieu de brassage ou de ségrégation sociale » ? En étudiant, à partir des données du Système d'information sur le suivi de l'étudiant (SISE), l'évolution de la composition sociale des universités sur la période 2007-2015, les auteurs montrent à la fois la poursuite du mouvement d'ouverture de l'enseignement supérieur entamé dans les années 1970-80 et une forte polarisation sociale des établissements. La hiérarchisation sociale des établissements est ensuite mise en relation avec divers dispositifs (notamment le label Initiatives d'excellence – Idex – dispositif majeur en termes de ressources pour les établissements) et classements internationaux (classement de Shanghai). Cette mise en relation montre que les ressources associées aux Idex vont aux établissements qui concentrent les populations étudiantes les plus favorisées. C'est ainsi *in fine* la question de la redistribution opérée par les politiques de l'enseignement supérieur qui se pose.

Références

- Baudelot, C. & Establet, R. (2009).** *L'élitisme républicain. L'école française à l'épreuve des comparaisons internationales.* Paris: Éditions du Seuil.
- Bernstein, B. (1974).** *Langage et classes sociales.* Paris: Minuit.
- Boudon, R. (1973).** *L'Inégalité des chances.* Paris: Hachette.
- Bourdieu, P. (1989).** *La Noblesse d'État. Grandes écoles et esprit de corps.* Paris: Minuit.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1964).** *Les Héritiers.* Paris: Minuit.

- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1970).** *La Reproduction. Éléments pour une théorie du système d'enseignement*. Paris: Minuit.
- Coleman, J. S. et al. (1966).** *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Cnesco (2016).** Comment l'école amplifie-t-elle les inégalités sociales et migratoires ? Rapport scientifique. Paris: Conseil national d'évaluation du système scolaire.
http://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2016/10/1610927_Rapport_Cnesco_Inegalites-4.pdf
- Duru-Bellat, M. (2009).** *Le Mérite contre la justice*. Paris: Presses de Sciences Po.
- van Ewijk, R. & Sleegers, P. (2010).** The effect of peer socioeconomic status on student achievement: A meta-analysis, *Educational Research Review*, 5, 134–150.
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1402645>
- Felouzis, G., Maroy, C. & van Zanten, A. (2013).** *Les Marchés scolaires. Sociologie d'une politique publique d'éducation*. Paris: Puf.
- Felouzis, G., Fouquet-Chauprade, B., Charmillot, S. & Imperiale-Arfaine, L. (2016).** *Inégalités scolaires et politiques d'éducation*. Contribution au rapport du Cnesco (op.cit.).
- Felouzis, G. (2020).** *Les inégalités scolaires*. Paris: Puf.
- Grenet, J. & Souidi, Y. (2021).** Secteurs multi-collèges à Paris : quel bilan après 3 ans ? *Note de l'IPP* N° 62. <https://www.ipp.eu/publication/fevrier-2021-secteurs-multi-colleges-paris-bilan-trois-ans/>
- Henrard, V. & Ilardi V. (Coord.) (2017).** *Quand l'école est finie. Premiers pas dans la vie active de la Génération 2013*, Céreq Enquêtes N° 1.
<https://www.cereq.fr/quand-lecole-est-finie-premiers-pas-dans-la-vie-active-de-la-generation-2013>
- Jencks, C. (1979).** *L'inégalité. Influence de la famille et de l'école en Amérique*. Paris: Puf.
- Lahire, B. (dir.) (2019).** *Enfances de classe. De l'inégalité parmi les enfants*. Paris: Seuil.
- Merle, P. (2000).** Le concept de démocratisation de l'institution scolaire : une typologie et sa mise à l'épreuve. *Population*, 55(1), 15–50. doi : 10.2307/1534764
- Merle, P. (2012).** *La ségrégation scolaire*. Paris: La Découverte.
- Mons, N. (2007).** *Les Nouvelles Politiques éducatives*. Paris: Puf.
- OECD (2019).** PISA 2018 Results (Volume II): Where All Students Can Succeed, PISA, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/b5fd1b8f-en>.
- OECD (2020).** PISA 2018 Results (Volume V): Effective Policies, Successful Schools, PISA, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/ca768d40-en>.
- Pomianowicz, P. (2021).** Educational achievement disparities between second generation and non-immigrant students: Do school characteristics account for tracking effects? *European Educational Research Journal*, Sept. <https://doi.org/10.1177%2F14749041211039929>
- Rochex, J.-Y. & Crinon, J. (2011).** *La Construction des inégalités scolaires. Au cœur des pratiques et des dispositifs d'enseignement*. Rennes: Pur.
- Thélot, C. & Vallet, L.-A. (2000).** La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle, *Économie et Statistique*, 334, 3–32. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7526>
- Van Zanten, A. (2009).** *Choisir son école. Stratégies familiales et médiations locales*. Paris: PUF.
- Van Zanten, A. (2012).** *L'École de la périphérie*. Paris: Puf.
- Van Zanten, A. (2015).** La fabrication familiale et scolaire des élites et les voies de mobilité ascendante en France, *L'Année sociologique*, 65, N° 2, 81–113.
- Woessmann, L. (2009).** International Evidence on School Tracking: A Review. *CESifo DICE Report*, 7, 26–34.
- Zorman, M., Bressoux, P., Bianco, M., Lequette, C., Pouget, G. & Pourchet, M. (2015).** PARLER : un dispositif pour prévenir les difficultés scolaires, *Revue française de pédagogie*, 193, 57–76. <https://doi.org/10.4000/rfp.4890>

Mixité sociale : retour sur douze ans de ciblage des politiques d'éducation prioritaire

Social Diversity: A Review of Twelve Years of Targeting Priority Education Policies

Pierre Courtioux* et Tristan-Pierre Maury**

Résumé – À partir des données de la Base Centrale Scolarité (BCS), nous mettons en évidence un certain nombre de faits stylisés sur l'évolution du ciblage de l'éducation prioritaire sur la période 2004-2016 et sur la ségrégation inter-collèges. Tout d'abord, nous constatons une baisse de la part d'élèves défavorisés sur la période 2004-2014, suivie d'une période de recentrage de l'éducation prioritaire sur les populations les plus défavorisées à partir de 2015. Le calcul d'un indice d'information mutuelle et sa décomposition nous permettent de montrer qu'en termes de ségrégation sociale, au cours d'une période caractérisée par une relative stabilité de la ségrégation inter-collèges au niveau global, les différences entre les collèges en éducation prioritaire et les autres ont tendance à s'atténuer jusqu'en 2014 et à repartir à la hausse après. La décomposition géographique de ces indices nous permet de montrer que la période de réduction de la part d'élèves défavorisés est portée par les académies fortement urbanisées, mais que le recentrage de l'éducation prioritaire sur les collèges les moins mixtes concerne le rural comme les zones plus urbanisées.

Abstract – Using data from the Base Centrale Scolarité (exhaustive data on pupils and schools, BCS), we highlight a number of stylised facts regarding changes to the targeting of priority education during the 2004-2016 period and inter-secondary school segregation. To start, we observe a decline in the proportion of disadvantaged pupils during the 2004-2014 period, followed by a period in which the focus of priority education is shifted to the most disadvantaged populations from 2015 onwards. The calculation of a mutual information index and its decomposition allows us to show that, in terms of social segregation, during a period characterised by relative stability with regard to inter-school segregation at the global level, the differences between secondary schools in priority education and others tended to narrow until 2014 before beginning to increase again. The geographical decomposition of these indices shows that the fall in the share of disadvantaged pupils was driven by the highly urbanised regions, but that the refocusing of priority education on the least diverse secondary schools concerned both rural and more urbanised areas alike.

Codes JEL / JEL Classification: I24, I28

Mots-clés : ségrégation, territoire, origine sociale, collège, éducation prioritaire

Keywords: segregation, territory, social origin, secondary school, priority education

* Paris School of Business (p.courtioux@psbedu.paris); ** Edhec Business School, Lille, France (tristan.maury@edhec.edu)

Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques sur les versions préliminaires de cet article.

Reçu en mars 2019, accepté en octobre 2020.

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

Citation: Courtioux, P. & Maury, T.-P. (2021). Social Diversity: A Review of Twelve Years of Targeting Priority Education Policies. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 9–28 (First published online: 29 July 2021). doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2059

La création des zones d'éducation prioritaires (ZEP) au début des années 80 et plus généralement de l'éducation prioritaire (EP) en France est une politique de « discrimination positive » visant à donner plus de moyens aux établissements concentrant les populations les plus défavorisées (Merle, 2012). Dans ce cadre où l'on cherche à faire progresser la « démocratisation de l'enseignement » et le niveau d'éducation (Merle, 2009a ; Duru-Bellat & Kieffer, 2008), l'objectif est notamment d'améliorer les compétences scolaires des élèves défavorisés et de faire progresser l'égalité des chances. Cependant, au-delà de l'évaluation de l'impact de l'EP et du bilan de la réussite des élèves participant aux divers dispositifs de l'EP, il existe une tension entre la volonté de porter les efforts sur les populations défavorisées et des objectifs de progression de la mixité sociale dont rendent compte les débats récents sur ces politiques.

En effet, du fait d'une mise en œuvre diversifiée au niveau local et de nombreuses réformes survenues depuis son lancement, la politique d'EP est un objet aux contours flous et aux caractéristiques difficilement délimitables (Kherroubi & Rochex, 2002 ; 2004), mais reste au cœur des débats sur l'éducation¹. Par exemple, le récent rapport du CNEC (2016) souligne les faibles réussites du dispositif et surtout la faiblesse des moyens réellement dégagés pour l'EP et insiste, au-delà d'une refonte des dispositifs, sur la nécessité de faire progresser la mixité sociale dans les établissements les plus ségrégués, c'est-à-dire ceux concentrant les populations les plus en difficulté. Si le rapport recommande de ne pas supprimer les dispositifs d'EP à court terme, il laisse entendre que ce mode d'action publique n'est pas idéal à plus long terme. Cette critique d'une labélisation EP sans moyens suffisants pour l'accompagner, s'inscrit dans un débat plus ancien consistant à savoir s'il y a un risque que « l'étiquetage 'éducation prioritaire' renforce le stigmatisme qu'il s'agit de combattre » (Merle, 2012). Dans les débats récents, cette remise en cause du bien-fondé des principes du ciblage de l'EP peut se comprendre au regard de deux « éléments » de politique publique sujets à discussion : le faible impact du dispositif en termes de réussite scolaire des publics bénéficiaires² et un accent porté à partir du milieu des années 2010 sur la nécessité de faire progresser la mixité sociale à l'école. Sur ce second point, le rapport de Durand & Salles (2015) insiste sur l'insuffisante concentration des moyens de l'éducation prioritaire sur les zones les plus en difficulté. Ce constat renvoie aux résultats de Courtieux & Maury (2018) qui

montrent qu'au niveau national, même si l'EP est très largement surreprésentée au sein des collèges les moins mixtes, on retrouve certains collèges en EP au sein des 50 % de collèges les plus mixtes socialement. Ceci indique une déconnexion partielle entre les critères de définition des collèges défavorisés (notamment la part d'élèves défavorisés) et la mixité sociale (c'est-à-dire le mélange d'élèves appartenant à toutes les catégories sociales³ : certains collèges en EP, malgré un taux important d'élèves défavorisés, comptent également des parts non négligeables d'élèves des autres groupes sociaux – intermédiaire, favorisé et très favorisé). Cet article s'inscrit également dans la réflexion sur l'arbitrage entre deux outils majeurs de politique éducative : la discrimination positive où plus de moyens sont dédiés aux collèges connaissant le plus de difficultés et l'intégration sociale (distribution homogène des profils sociaux des élèves sur le territoire). Piketty (2004) insiste sur les interactions entre ces deux logiques : ainsi, une politique d'intégration sociale complète viderait de sens toute politique de discrimination positive (puisque'il n'y aurait plus de zone défavorisée à cibler). Ici, nous poursuivons dans cette logique en reliant une politique de discrimination positive (l'éducation prioritaire) et les niveaux de ségrégation sociale (au sein et hors de l'EP).

Dans un contexte où certains auteurs pointent les bienfaits de la mixité sociale sur les résultats scolaires (Trancart, 2012), la question de savoir dans quelle mesure les collèges appartenant au secteur de l'EP sont homogènes en terme de mixité sociale et quelles politiques permettent un recentrage des aides de l'EP sur les collèges avec une forte proportion de publics en difficulté *et* une très faible mixité sociale apparaît importante pour une rationalisation de l'action publique mue par ces deux principes d'actions. De ce point de vue, Courtieux & Maury (2018) laissent des zones d'ombre : les résultats qu'ils présentent considèrent (de manière simplifiée) l'éducation prioritaire comme un bloc, or la définition et le ciblage de ces politiques ont connu des changements au cours du temps avec parfois une superposition de différentes strates correspondant à des niveaux d'aides publiques différents. De plus, la composition sociale de la population totale des élèves a changé avec une

1. Voir Armand & Gilles (2006), Obin & Peyroux (2007), *Cour des comptes* (2018).

2. Voir notamment Meuret (1994), Brizard (1995), Bénabou et al. (2004), Kherroubi & Rochex (2004), Caille (2001), Belfy & Davezies (2013), Caille et al. (2016).

3. Dans ce champ, il est usuel de différencier les « très favorisés », les « favorisés », « les intermédiaires » et les « défavorisés » (voir encadré pour une discussion).

proportion plus importante d'élèves très favorisés. La dynamique de progression des élèves très favorisés n'a pas concerné tous les collèges de la même manière ce qui au final s'est traduit par une dégradation de la mixité sociale (Givord *et al.*, 2016 ; Courtioux & Maury, 2018 ; 2020) dans laquelle les comportements d'évitement des « mauvais collèges » par les groupes sociaux les plus favorisés (Van Zanten & Obin, 2008 ; Monso *et al.*, 2018) sont susceptibles d'avoir joué un rôle.

Cet article vise à éclairer l'évolution du ciblage de l'EP et sa traduction en termes de mixité sociale sur la période 2004-2016. Il s'inscrit dans le cadre d'un ensemble de travaux français sur l'éducation (Ly & Riegert, 2015 ; Givord *et al.*, 2016 ; Courtioux & Maury, 2018 ; 2020) éclairé par des débats méthodologiques sur le calcul des indices de ségrégation (Massey & Denton, 1988 ; Frankel & Volij, 2011). Notre apport consiste à se centrer spécifiquement sur l'EP : nous présentons un diagnostic sur sa place en termes de mixité sociale. La question est de savoir dans quelle mesure les différentes réformes ont conduit à recentrer le(s) label(s) EP sur les collèges les plus défavorisés et si les effets de ces recentrages tiennent entre deux réformes : une dérive vers plus ou moins de mixité pouvant tenir à une modification de la proportion des différents groupes sociaux dans la population totale rendant le mélange plus ou moins facile, à des effets d'absorption de certains groupes sociaux par les autres secteurs (privé et public hors EP), à d'autres types de réformes visant à améliorer la mixité sociale (par exemple la réforme de la carte scolaire, ou l'effet agrégé de diverses initiatives locales). Dans cet article, nous ne cherchons pas à identifier les diverses causes de cette dérive. Nous nous attachons à vérifier que la dynamique de déclassement⁴ de certains collèges en EP identifiée par Trancart (1998) au siècle dernier s'est poursuivie depuis 2000 comme le suggèrent un certain nombre de travaux⁵ et si les grandes réformes de l'EP constituent des moments d'inflexion de cette trajectoire⁶.

Dans une première section, nous proposons une présentation des dispositifs d'EP en France pour tester l'hypothèse d'une dérive du ciblage. Ensuite, nous analysons la composition sociale des collèges entrant et sortant de l'EP sur la période. Enfin, nous montrons qu'un recentrage sur les populations défavorisées s'effectue en toute fin de période. Dans une deuxième section, nous cherchons à vérifier si ces tendances globales sont observées à une échelle locale ou, au contraire, s'il existe, au sein de l'EP, des

différences entre des établissements qui tout en ayant une proportion importante d'élèves défavorisés mélangeraient diverses origines sociales et d'autres établissements qui ségrégeraient complètement ces publics. Pour cela, nous commençons par présenter la méthodologie utilisée et le principe de décomposition de la ségrégation. Puis nous vérifions que le recentrage de l'EP à partir de 2015 concerne bien les collèges les plus ségrégués. Ensuite, nous regardons si cette tendance est homogène sur le territoire national ou concerne plus spécifiquement la population de certaines académies. Enfin, nous analysons les zones géographiques où vivent les populations qui portent l'évolution constatée de la ségrégation de l'EP.

1. Éducation prioritaire en France : dispositifs et ciblage

1.1. Les dispositifs de l'éducation prioritaire sur la période 2004-2016

Entre 2004 et 2016, pas moins de sept dispositifs de l'EP ont été actifs, sur des périodes allant de deux à six ans (tableau 1) : les Zones d'éducation prioritaire (ZEP), les Réseaux d'éducation prioritaire (REP, REP 2015 et REP+), les Réseaux Ambition Réussite (RAR), les Réseaux de Réussite Scolaire (RRS) et le dispositif pour l'Ambition, l'Innovation et la Réussite (ECLAIR).

Certains dispositifs comme les ZEP et les REP (première mouture) présents au début de la période sont, en fait, plus anciens. En effet, les ZEP ont été créées en 1981 et visaient à renforcer, par des moyens sélectifs groupés en programmes d'éducation prioritaires, l'action éducative dans les zones où se concentrent les plus grandes difficultés sociales. L'objectif était de lutter contre les inégalités, notamment sociales, à l'école et répondait à la préoccupation d'« accroître l'égalité des chances offertes aux jeunes scolarisés dans les établissements publics » (Radica, 1995). Chaque ZEP visait des zones où la proportion d'élèves « défavorisés »⁷ était importante. Les ZEP ne devaient initialement durer que quatre ans ; pourtant, des ZEP supplémentaires ont été finalement mises en place et la carte des ZEP revue plusieurs fois (Bénabou *et al.*, 2004 ; Radica, 1995). La révision de la carte des ZEP

4. Merle (2012) utilise le terme de prolétarianisation pour qualifier cette dynamique.

5. Par exemple Obin & Peyroux (2007), Merle (2010 ; 2012).

6. Par exemple Thauvel-Richard & Murat (2013) n'observent pas de modification du profil social de l'EP sur la période 2004-2011.

7. Selon des critères reliés à la catégorie socio-professionnelle, la nationalité ou le niveau éducatif des parents, ou encore à la scolarité des enfants.

Tableau 1 – Nombre et flux annuels d'entrées et de sorties des collèges de l'éducation prioritaire (EP)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Types de dispositifs d'EP													
REP	991	1 016	1 011	797	792	739							
ZEP	109	94	95	63	61	84							
RAR				263	264	254	264						
RRS							826	805	783	778	778		
ECLAIR								297	310	309	310	11	11
REP 2015												742	730
REP+												352	364
Ensemble des collèges en EP													
	1 100	1 110	1 106	1 123	1 117	1 077	1 090	1 102	1 093	1 087	1 088	1 105	1 105
Statut du collège vis-à-vis de l'EP													
Restant dans l'EP	-	1 096	1 105	1 100	1 116	1 074	1 031	1 064	1 077	1 083	1 086	898	1 103
Entrant dans l'EP	-	14	1	23	1	3	59	19	16	4	2	207	2
Sortant de l'EP	-	4	5	6	7	43	46	26	6	10	1	190	2
Ensemble des collèges	6 924	6 944	6 942	6 951	6 955	6 940	6 929	6 951	6 952	6 946	6 951	6 956	6 960

Note : la dernière ligne donne le nombre total de collèges chaque année, y compris les établissements publics et privés hors éducation prioritaire. Lecture : en 2004, il y avait 991 collèges classés REP, 109 ZEP, soit 1 100 en tout en éducation prioritaire pour un total de 6 924 collèges. 1 096 collèges déjà en éducation prioritaire en 2004 y sont restés en 2005. En 2005, 14 collèges (nouveaux ou hors éducation prioritaire en 2004) sont entrés dans l'éducation prioritaire. La même année, 4 collèges (intégrés à l'éducation prioritaire en 2004) l'ont quittée. Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

de 1997 s'est accompagnée de la création des REP. Il s'agissait d'une extension du dispositif qui associait, à des établissements déjà répertoriés en ZEP, une aide spécifique donnant lieu à l'élaboration d'un contrat de réussite.

Les autres dispositifs de l'EP ont été lancés au cours de la période que nous analysons. En 2006, un nouveau plan de relance de l'EP est décidé avec la mise en place des RAR. Ces dispositifs sont dotés de moyens supplémentaires (notamment en termes d'assistance pédagogique), d'un renforcement du suivi et d'un pilotage au niveau national, les ZEP et REP restant devant alors des RRS. Par la suite, un nouveau dispositif est lancé en 2011 : le dispositif ECLAIR, qui avait été testé *via* le programme expérimental CLAIR (Collège Ambition Innovation Réussite) l'année précédente, remplace les RAR avec pour objectif d'accroître l'autonomie des acteurs locaux, établissements et réseaux, pour favoriser l'émergence de méthodes innovantes. Enfin, en 2014, la géographie de l'éducation prioritaire est de nouveau révisée. Les dispositifs antérieurs ECLAIR et RRS disparaissent et deux nouveaux dispositifs sont créés, les REP⁸ et les REP+, avec chacun des niveaux d'intervention différents afin que l'allocation de moyens soit proportionnellement liée aux difficultés sociales et scolaires (les REP+, qui concentrent plus de moyens, concernent les quartiers les plus en difficulté). De plus, un ensemble de mesures pédagogiques accompagnent ce renouvellement géographique : construction d'un référentiel pédagogique de pratiques efficaces des enseignants et mise en place d'un fonds d'innovation pédagogique. Les

équipes médicales et d'assistance sociale sont, par ailleurs, renforcées.

Les données que nous utilisons (voir encadré) permettent de calculer l'évolution du nombre de collèges en EP, selon le dispositif en vigueur⁹. Comme le montre le tableau 1, le nombre de collèges en EP est resté relativement stable entre 2004 et 2016, autour de 1 100 établissements qui représentent 16 % de l'ensemble des collèges publics et privés confondus. Au sein de l'EP, les collèges en REP étaient majoritaires jusqu'en 2009, même si une partie d'entre eux a été remplacée par des RAR en 2007 (le nombre de collèges en REP est passé de 1 011 à 797 tandis que 263 collèges étaient nouvellement classés en RAR). Dans notre base, les collèges RRS apparaissent en 2010, année de disparition définitive des collèges REP (ancienne formule) et ZEP. En 2011, le dispositif ECLAIR vient remplacer les RAR. Ce dispositif concerne 297 collèges en 2011 et jusqu'à 310 en 2014. Enfin, en 2015 apparaissent les REP 2015 (distincts des REP présents jusqu'en 2009) et les REP+. La mise en place de ce nouveau dispositif a entraîné une légère hausse du nombre total de collèges situés en EP en 2015.

8. Dans la suite de l'article, nous appelons ces dispositifs REP 2015 pour les différencier des anciens dispositifs REP qui disparaissent en 2010.

9. Il convient de noter qu'il peut exister des décalages entre les années officielles de créations/disparitions de certains dispositifs (RAR, RRS, ECLAIR) et leur apparitions/disparitions dans les BCS. D'après les explications fournies par la DEPP, cela est notamment dû à des clauses dites de « sauvegarde » qui permettent à certains établissements ne relevant plus de l'EP de continuer à bénéficier des indemnités pendant un certain temps.

ENCADRÉ – Les données

Nous utilisons des données couvrant la période 2004-2016 issues de la Base Centrale Scolarité^(a) (BCS), une base administrative exhaustive pour la France métropolitaine et pour certains départements d'outre-mer (Guadeloupe, Martinique, Guyane, Réunion). Elle est composée d'un fichier élèves et d'un fichier établissements.

Le fichier établissements contient les caractéristiques administratives et géographiques de l'ensemble des collèges en France, notamment le secteur (public/privé), l'appartenance à un dispositif d'EP et sa localisation. Concernant l'EP, nous connaissons précisément la nature du dispositif pour chaque établissement (ZEP, RAR, REP, REP 2015 et REP+, RRS, dispositif ECLAIR). Un numéro d'identification de l'établissement commun à toutes les années d'observation est disponible, ce qui nous permet d'identifier des établissements entrant et sortant des dispositifs d'EP^(b).

Le fichier élèves fournit des caractéristiques socio-démographiques de chaque individu de la population totale des élèves dans le second degré : sexe, nationalité, origine sociale et département de résidence, ainsi que des éléments sur sa scolarité (formation suivie, langues vivantes étudiées, etc.). Un identifiant de l'établissement permet de faire le lien entre les fichiers établissements et élèves. Par exemple, pour l'année 2004, nous disposons d'informations individuelles relatives à 3 252 380 élèves répartis sur 6 924 collèges. Cependant, contrairement au fichier établissements le numéro d'identification d'un même élève est différent chaque année ; il ne nous est donc pas possible de reconstituer des parcours scolaires individuels.

Parmi les variables disponibles, nous utilisons l'origine sociale du responsable de l'élève pour reconstituer la classification des catégories socio-professionnelles utilisée par la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP)^(c). Les élèves sont regroupés en quatre groupes sociaux : « très favorisé », « favorisé », « intermédiaire » et « défavorisé ». Cette variable n'est évidemment pas assez précise pour rendre compte des multiples difficultés sociales rencontrées par les élèves défavorisés, ou même plus généralement de leur rapport à l'école. Sur la question de l'immigration par exemple, les trajectoires scolaires des enfants d'immigrés varient fortement selon l'origine géographique de leurs parents toutes choses égales par ailleurs (Brinbaum & Kiefer, 2009), mais les différences d'origine géographique à origine sociale donnée renvoient également à des rapports à l'école très différents (Ichou & Oberti, 2014). Contrairement à un certain nombre de travaux (Brinbaum & Kiefer, 2009 ; Ichou & Oberti, 2014 ; Courtioux, 2016), notre objectif ici n'est pas de discuter la pertinence de la catégorisation du milieu social au sens de la DEPP ou de l'amender au regard, par exemple, de ce que l'on sait sur le lien entre milieu social et réussite scolaire. Nous considérons cette définition comme une donnée institutionnelle, c'est-à-dire une catégorisation de l'origine sociale permettant l'opérationnalisation des politiques publiques visant à faire progresser la mixité sociale^(d).

^(a) 2004 et 2005 DEP, 2006-2016 DEPP, Ministère de l'éducation [producteur]-ADISP-CMH [distributeur]

^(b) Ne disposant que de l'identifiant établissement, il ne nous est pas possible d'identifier spécifiquement les ouvertures, fermetures et regroupements d'établissements.

^(c) Voir notamment Durand & Salles (2015), annexe 2, p. 220.

^(d) Néanmoins, pour discuter de la robustesse de nos résultats, nous avons également testé une catégorisation sociale alternative en nous inspirant de celle proposée par Courtioux (2016) sur la base des résultats scolaires à l'entrée en 6^e (voir annexe, tableau A-2).

En dépit du nombre élevé de dispositifs qui se sont succédés depuis 2004, les flux d'entrées et de sorties de l'EP sont souvent restés relativement modestes. Ainsi, avant 2009, le nombre de collèges qui rejoignent ou qui quittent l'EP est resté très limité (cf. tableau 1). En termes d'entrées, seule l'année 2007 avec l'apparition des RAR a été marquée par une arrivée sensible de nouveaux collèges dans l'éducation prioritaire. La période 2009-2011 (caractérisée par la disparition des REP et ZEP, le dispositif expérimental CLAIR, puis la mise en place du dispositif ECLAIR) est plus active en termes de flux. La période 2011-2014 marque un retour à la stabilité avec peu d'entrées et de sorties.

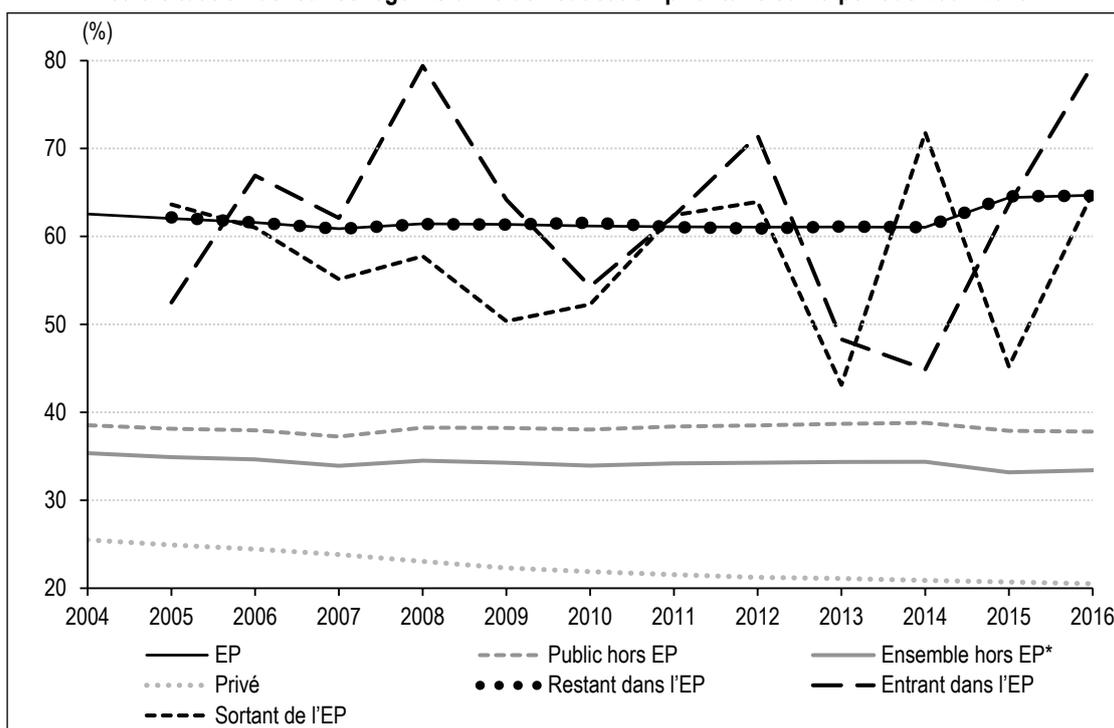
Sur la période, l'année 2015 fait cependant figure d'exception. En effet, suite à la loi sur la refondation de l'école du 8 Juillet 2013, la géographie de l'éducation prioritaire est révisée. Les dispositifs antérieurs ECLAIR et RRS disparaissent et deux nouveaux dispositifs sont créés – les REP 2015 et les REP+ ciblés sur les collèges connaissant

le plus de difficultés sociales et scolaires, reconnaissant implicitement que le périmètre de l'EP s'était progressivement écarté des zones connaissant le plus de difficultés. L'instauration des REP 2015 et des REP+ a conduit à un très important renouvellement du périmètre de l'EP : 190 collèges ont quitté l'EP, tandis que 207 collèges précédemment hors EP ont été nouvellement labélisés REP 2015 ou REP+.

1.2. Les ajustements de l'éducation prioritaire ne ciblent pas systématiquement les défavorisés

En 2004, au sein des collèges situés en EP, la part d'élèves défavorisés est supérieure à 62 %, contre un peu moins de 39 % dans le secteur public hors EP et environ 25 % dans le secteur privé (figure 1). Concernant les élèves très favorisés, ils ne sont qu'un peu plus de 6 % parmi les collèges en EP contre 19 % environ dans le secteur public hors EP et près de 30 % dans le secteur privé (voir annexe, tableau A-1).

Figure I – Part des élèves d'origine sociale défavorisée selon le secteur et la situation de leur collège vis-à-vis de l'éducation prioritaire sur la période 2004-2016



Note : EP pour éducation prioritaire, (*) comprend le privé et le public hors EP.

Lecture : en 2005, parmi les collèges nouvellement entrés dans l'EP (i.e., hors de l'EP en 2004 ou nouvellement créés), la part d'élèves défavorisés est de 52.5 %. Parmi les collèges qui étaient dans l'EP en 2004 et qui l'ont quittée en 2005 (ou qui n'existent plus), elle était de 63.6 % en 2004. Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Depuis 2004, la répartition par origine sociale des élèves en EP a légèrement évolué. Ainsi, en 2016, la part des élèves défavorisés y est d'un peu plus de 64 %, soit deux points de plus qu'en 2004. La part d'élèves très favorisés est restée voisine de 6 %, alors qu'elle a augmenté de plus de deux points dans le secteur public hors EP (pour s'établir à plus de 21 %) et, surtout, de plus de sept points (pour atteindre plus de 36 %) dans le secteur privé. Sur la même période, la part d'élèves défavorisés a diminué hors EP, notamment dans le secteur privé. Cependant le recentrage sur les défavorisés de l'EP s'est effectué en fin de période, après la réforme de 2015. En effet en 2014, la part des élèves défavorisés dans l'EP était inférieure à celle de 2004 d'environ 1.5 point de pourcentage. Les évolutions obtenues ici sont voisines de celles mises en évidence jusqu'en 2013 par Stéfano (2015). Sur la période 2007-2012, nos résultats peuvent également être comparés à ceux de Stéfano (2017) qui montre que la part d'élèves défavorisés ayant passé quatre années en RAR est de 68.6 % contre seulement 52.9 % en RRS et 31.6 % hors de l'EP. Cet écart par rapport à nos résultats tient sans doute au fait que l'auteur travaille à partir du panel d'élèves entrés en sixième en 2007 uniquement.

En supposant une adaptation efficace du ciblage de l'EP sur les plus défavorisés, on s'attend tout d'abord à ce que la part des défavorisés soit plus forte dans les collèges entrant que dans les collèges sortant de l'EP (figure I), ce qui est globalement le cas, mais n'est pas toujours vérifié. Ces cas de « ciblage déficient » renvoient d'abord à des effets marginaux ayant peu d'impact au niveau agrégé, comme pour l'année 2014 (où seuls trois collèges changent de situation vis-à-vis de l'EP, cf. tableau 1) et, dans une moindre mesure, pour l'année 2005 (avec seulement quatre collèges sortant). Cependant, cela concerne également l'année 2011 où le nombre de collèges changeant de situation est plus important, mais où les différences entre les entrants et les sortants sont très peu marquées.

On peut également s'attendre à des effets d'exclusion du ciblage : les collèges sortant sont ceux qui ont vu leur taux d'élèves défavorisés diminuer et sont revenus à une situation plus « normale » ne justifiant plus de moyens supplémentaires. Là encore, la figure I montre qu'effectivement l'effet d'exclusion est massif en 2015 (une différence de 19 points de pourcentage entre les collèges sortant et ceux qui restent dans

l'EP)¹⁰, qu'il est également bien présent mais d'ampleur moindre (à la fois en termes de nombre de collègues écartés de l'EP et de différences en termes de part d'élèves défavorisés) pour les années 2009 et 2013. L'absence d'effet d'exclusion important pour les autres années peut s'expliquer par le faible nombre de collègues sortant de l'EP¹¹. Cependant, lors de l'année 2011, caractérisée par la mise en place du dispositif ECLAIR et la sortie de 26 collègues de l'EP, les collègues écartés ont une population plus défavorisée que ceux qui restent dans l'EP. Le phénomène d'exclusion de l'EP pour les collègues ayant relativement moins de défavorisés n'est donc pas non plus systématique sur la période.

On peut également s'attendre à des effets de récupération par le ciblage : les labels accordés visent à intégrer à l'EP des collègues plus défavorisés ou qui le sont devenus. Dans ce cadre, on s'attend à ce que la part de défavorisés des entrants soit supérieure à celle des restants. Là encore cet effet est loin d'être systématique. Par exemple pour l'année 2010 qui voit la mise en place des RRS, les 59 collègues entrant ont un taux de défavorisés d'environ 7 points de pourcentage inférieur à celui des collègues déjà dans l'EP ; de même les 207 collègues entrant en 2015 ont une part de défavorisés légèrement inférieure mais très proche de celle des collègues déjà en EP.

1.3. Plutôt une tendance à la baisse de la part d'élèves défavorisés suivie d'un recentrage très récent sur ceux-ci

La tendance à la progression de la part des élèves défavorisés au sein des établissements de l'EP au siècle dernier a conduit certains auteurs à parler de déclassement, voire de prolétarianisation de ces établissements (Trancart, 1998 ; Merle, 2012). Concernant la période étudiée ici, entre 2005 et 2014, la part d'élèves défavorisés dans les établissements restant en EP d'une année sur l'autre a légèrement baissé. Elle est passée à 62.2 % en 2005 contre seulement 61 % en 2014 (cf. figure I). Bien que cette modification soit modeste, elle contraste avec ce que l'on observe pour les collègues qui restent hors de l'EP, dont le pourcentage d'élèves défavorisés évolue peu sur la même période. Dans le même temps, la part d'élèves très favorisés a augmenté dans l'EP (de 6.5 % à 7.6 %), dans des proportions voisines de celles observées hors EP (de 22 % à 24.5 %, voir annexe, tableau A-1).

Cette légère baisse de la part d'élèves défavorisés dans les collègues en EP est observée durant les périodes de stabilité des dispositifs d'éducation prioritaire (2005-2007 ou 2011-2014), mais

également dans les périodes où ceux-ci ont été modifiés. Ainsi, en 2011, année de mise en place du dispositif ECLAIR, la part d'élèves défavorisés dans les collègues restant dans l'EP était de 61.1 % (contre 61.6 % en 2010), tandis que la part d'élèves très favorisés était de 7.1 % (contre 7.3 %). Cela peut être dû à deux facteurs : la modification de la composition sociale des collègues en EP en 2010 et en 2011 (qui auraient donc accueilli un peu moins d'élèves défavorisés en 2011 qu'en 2010), mais aussi au fait que les collègues qui ont quitté l'éducation prioritaire en 2011 n'étaient pas les plus nantis (62.4 % d'élèves défavorisés, soit plus que parmi les collègues restant dans l'EP). Certes, les collègues nouvellement entrés dans l'EP en 2011 ont une part d'élèves défavorisés au-dessus de celle des collègues déjà en EP, mais cela n'a pas conduit à un recentrage fort des collègues en EP sur les plus défavorisés l'année suivante : en 2012 pour les collègues restant en EP, la part d'élèves défavorisés est de 60.9 % contre 61.1 % en 2011. Sur la base de ces observations, nous pouvons conclure que le dispositif ECLAIR n'a pas contribué à un recentrage de l'éducation prioritaire vers les populations les plus en difficulté¹².

Ce constat des effets du ciblage du dispositif ECLAIR peut être renouvelé pour d'autres années de la période précédant la réforme de 2011, caractérisées par des flux importants d'entrée et de sortie de l'EP. Ainsi, en 2010, nous notons que ce sont bien des établissements relativement favorisés qui ont quitté l'éducation prioritaire (seulement 52.3 % d'élèves défavorisés et plus de 11 % d'élèves très favorisés) ; cependant, parallèlement, ce sont également des établissements relativement favorisés qui ont intégré l'éducation prioritaire (54.3 % d'élèves défavorisés et plus de 9 % d'élèves très favorisés). Ce nouveau ciblage du dispositif d'EP n'a donc, encore une fois, pas constitué un recentrage sur les populations défavorisées.

Le constat est cependant un peu différent pour les années 2007 et 2009, également marquées par des flux importants (hausse du nombre d'entrées

10. Dans la figure I sont inclus tous les établissements entrant dans l'EP (venant du public hors EP ou nouvellement créés) et tous ceux sortant de l'EP (rejoignant le public hors EP ou fermés). Pour compléter ces résultats, dans le tableau A-1 en annexe, nous reproduisons les évolutions de composition sociale en ne zoomant que sur les établissements passés du public hors EP à l'EP (en éliminant les établissements nouvellement créés qui ne représentent qu'une part très faible des collègues entrant dans l'EP) et passés de l'EP au public hors EP (en éliminant les établissements fermés qui ne représentent qu'une part faible des collègues sortant de l'EP). Les résultats, notamment en 2015, sont similaires à ceux de la figure I.

11. Par exemple pour les années 2005, 2012, 2014 et 2016.

12. Ce qui n'est pas étonnant : la mise en place du programme CLAIR était plus liée à des questions de climat scolaire qu'à des questions d'origine sociale des élèves.

dans l'EP en 2007 et du nombre de sorties en 2009). En 2007, ce sont bien des collègues relativement peu favorisés qui ont intégré l'EP (les RAR), tandis qu'en 2009, les collègues ayant quitté l'EP étaient relativement favorisés. Cela aurait dû contribuer à une hausse du taux d'élèves défavorisés dans l'éducation prioritaire. Cependant, cela n'apparaît pas clairement dans les données, en 2007 comme en 2009¹³. En effet, l'impact des modifications du dispositif d'EP est atténué, voire annihilé par l'évolution de la composition sociale des établissements restant dans l'EP. Il semble donc bien, ces années-là, que nous ayons observé une légère baisse de la part des élèves défavorisés du secteur de l'EP, à périmètre constant. Cette constatation peut d'ailleurs être étendue à quasiment l'ensemble de la période 2004-2014, y compris les années sans réforme notable : en moyenne, la composition sociale des collègues en EP s'est rapprochée de celle des autres collègues. Les collègues qui sont restés dans l'EP ont vu leur taux d'élèves défavorisés légèrement baisser (et celui des très favorisés augmenter) presque chaque année. Cela peut être dû au fait que la population résidant dans le secteur de l'EP (à périmètre constant) a évolué et que la proportion des défavorisés y est en baisse et celle des plus favorisés en hausse (sachant qu'il s'agit là de tendances nationales présentées dans la sous-section précédente). Cela est également potentiellement lié à la nature des demandes de dérogation : une éventuelle baisse des demandes de dérogation pour échapper à l'EP venant des familles aisées ou une hausse des dérogations venant des familles les plus modestes¹⁴.

Il apparaît donc que, loin de l'idée d'une paupérisation (absolue ou relative) du secteur de l'EP, celui-ci a vu la part de ses élèves défavorisés diminuer un peu et celle d'élèves issus de milieux aisés s'accroître jusqu'en 2014. En cela, le secteur a connu des tendances comparables à celles des autres collègues, publics hors EP ou privés. Concernant la part d'élèves défavorisés, on peut même avancer que la baisse est un peu plus sensible au sein de l'EP (baisse de près d'un point et demi de pourcentage entre 2004 et 2014) que dans les collègues publics et privés hors EP réunis (baisse d'environ un point de pourcentage). En partant du principe que les familles aisées sont les plus susceptibles d'effectuer des demandes de dérogation, cela pourrait suggérer que certaines d'entre elles ont progressivement renoncé à effectuer cette démarche (ou bien n'ont pas trouvé de place ailleurs, la part des très favorisés augmentant partout). Cette tendance n'a pas été endiguée

par les différents redécoupages que l'EP a connus sur cette période. Les dispositifs RAR ou ECLAIR ne correspondent donc pas à des recentrages vers les populations défavorisées : la part de celles-ci a continué de décroître en 2007 ou 2011.

En revanche, la mise en place des REP (et REP+) en 2015 a profondément bouleversé la composition sociale des collègues dans l'éducation prioritaire : parmi les collègues déjà présents et restés dans l'EP, la part d'élèves issus de milieux modestes a augmenté de plus de 3 points de pourcentage entre 2014 et 2015 (de 61 % à 64.6 %), tandis que celle des élèves les plus favorisés a baissé de plus d'un point et demi (de 7.6 % à 6.1 %). Cela est directement lié aux flux vers et hors de l'EP. Au sein des établissements ayant quitté l'EP en 2015, la part d'élèves défavorisés n'était que de 45.2 % (soit à peine supérieure à celle de l'ensemble des établissements publics hors EP, cf. figure I). De même, la part d'élèves très favorisés y est beaucoup plus élevée que dans le reste de l'EP (14.8 %). Les établissements ayant rejoint les nouveaux dispositifs REP 2015 sont, quant à eux, beaucoup plus orientés vers des profils modestes (63.7 % de défavorisés et 7 % de très favorisés). La réforme REP 2015 est donc la première depuis 2004 à constituer un véritable recentrage vers les populations modestes.

2. Analyse et décomposition de la ségrégation sociale

2.1. Méthodologie de calcul et de décomposition de la ségrégation

L'abondante littérature sur les indices de ségrégation a abouti à la création de plus d'une vingtaine d'indices (Massey & Denton, 1988). L'étude de Frankel & Volij (2011) propose une axiomatisation complète des propriétés de ces différents indices. Selon ces auteurs, l'indice d'information mutuelle M est l'un des rares vérifiant la propriété de décomposabilité (forte) additive selon l'unité. Compte tenu des décompositions selon le secteur (EP vs. non EP) que nous sommes amenés à faire dans l'article, cette propriété est cruciale ici et nous choisissons donc de travailler avec M .

13. Notons toutefois que l'effet de l'entrée d'établissements relativement défavorisés en 2007 s'est bien manifesté en 2008 sur le stock des collègues existants avec une hausse du taux d'élèves défavorisés (61.4 % contre 60.9 % en 2007).

14. Fack & Grenet (2013) mettent en évidence une hausse des demandes de dérogation et une baisse des effectifs dans l'EP en 2007, suite à l'assouplissement de la carte scolaire. Cependant, Thauriel-Richard & Murat (2013) montrent que cela n'est pas accompagné d'une modification sensible du profil social des collègues en EP.

Soit N la taille de la population, c'est-à-dire le nombre total d'élèves dans les collèges français recensés. Cette population est divisée en K unités géographiques (c'est-à-dire des collèges) avec N^k le nombre d'élèves dans le collège k ($k = 1, \dots, K$). G est le nombre de groupes, c'est-à-dire de catégories sociales. Ici $G = 4$ (défavorisé, intermédiaire, favorisé, très favorisé). Le nombre total d'élèves appartenant au groupe g est N_g ($g = 1, \dots, G$). N_g^k est le nombre d'élèves du groupe g dans le collège k . p_g est la proportion d'élèves appartenant au groupe g dans la population totale, soit $p_g = N_g/N$. $p^k = N^k/N$ est la proportion d'élèves du collège k dans la population totale. $p_g^k = N_g^k/N^k$ est la proportion d'élèves du groupe g au sein du collège k . P est la distribution des différents groupes dans la population, $P = (p_1, p_2, p_3, p_4)$ et P^k est la distribution de ces groupes au sein du collège k , $P^k = (p_1^k, p_2^k, p_3^k, p_4^k)$.

L'indice M est défini comme suit :

$$M = h(P) - \sum_{k=1}^K p^k h(P^k) \quad (1)$$

où $h(P)$ est l'entropie de la distribution P :

$$h(P) = \sum_{g=1}^4 p_g \ln \left(\frac{1}{p_g} \right) \quad (2)$$

M vaut zéro lorsque la répartition des groupes dans chacun des collèges est conforme à la distribution nationale ($P^k = P$ et donc $h(P^k) = h(P)$ quel que soit k). Dans ce cas, nous avons $M = 0$. Lorsque la ségrégation est maximale, c'est-à-dire lorsque chaque collège se spécialise sur un groupe donné, nous avons $h(P^k) = 0$ quel que soit k et donc $M = h(P)$. L'indice M prend donc ses valeurs entre 0 et $h(P)$. Il n'est donc pas normalisé et ne s'exprime pas en pourcentage contrairement à d'autres indices de ségrégation (Frankel & Volij, 2011).

L'indice d'information mutuelle repose donc sur une comparaison entre les multiples situations individuelles (composition sociale de chaque collège) et la situation nationale. Il synthétise cette information en un seul nombre compris entre 0 – homogénéité absolue, tous les collèges sont identiques – et $h(P)$ – hétérogénéité maximale. Il offre une information supplémentaire à l'analyse simple de l'évolution des proportions de chaque groupe. En effet, cette dernière fournit des informations agrégées (des moyennes) et ne permet pas de juger simplement de l'hétérogénéité de situations locales par rapport à la moyenne nationale.

Par ailleurs, entre autres propriétés souhaitables d'un indice (invariance à l'échelle, division des

unités, invariance à la composition, division des groupes, voir Frankel & Volij, 2011), l'indice d'information mutuelle permet également d'effectuer des décompositions (entre secteurs vs. au sein des secteurs). Ainsi, si X et Y sont deux secteurs (le secteur de l'éducation prioritaire et un secteur comportant tous les autres collèges, par exemple), nous avons :

$$M(X \cup Y) = M(c(X) \cup c(Y)) + \frac{N^X}{N^X + N^Y} M(X) + \frac{N^Y}{N^X + N^Y} M(Y) \quad (3)$$

où $X \cup Y$ est l'union de ces deux secteurs (l'ensemble des collèges, EP et non EP réunis) et $c(X)$ (respectivement $c(Y)$) le collège fictif issu de la réunion de tous les collèges en EP (resp. hors EP). Dans cette version forte de la décomposition, les composantes intra et inter-secteurs sont *a priori* indépendantes. $M(c(X) \cup c(Y))$ est la composante intersectorielle. Rapportée à $M(X \cup Y)$, elle mesure la contribution des différences entre secteurs (donc entre EP et non EP) à la ségrégation totale observée. Nous utiliserons beaucoup cette mesure dans la suite de l'article. $M(X)$ et $M(Y)$ sont les composantes intra-sectorielles : elles mesurent la ségrégation au sein de chacun des deux secteurs (EP et non EP séparément).

Quel que soit l'échelon géographique retenu, nous mesurons la contribution des différents secteurs à la ségrégation sociale ainsi que celle des différences intersectorielles. L'objectif de cet article n'étant pas de se concentrer sur les différences entre public et privé¹⁵, nous regroupons les secteurs public hors EP et privé et nous nous concentrons sur les écarts sociaux EP/non EP. Enfin, dans certains cas, nous zoomons sur le seul secteur public et mesurons la contribution des écarts EP/public hors EP à la ségrégation sociale en ignorant le secteur privé.

Notons que nous employons, par la suite, le terme de mixité sociale comme l'opposé de la ségrégation sociale. Dans la littérature, la mixité sociale signifie parfois la cohabitation de populations diverses (favorisées et défavorisées) au sein des mêmes établissements et parfois les écarts de composition sociale entre collèges. C'est cette seconde acception que nous retenons ici pour la suite de l'article.

15. Voir Courtioux & Maury (2018) pour une analyse détaillée de la contribution des écarts entre secteur public et secteur privé à la ségrégation sociale.

2.2. La réforme de 2015 opère un recentrage vers les collèges les plus ségrégués

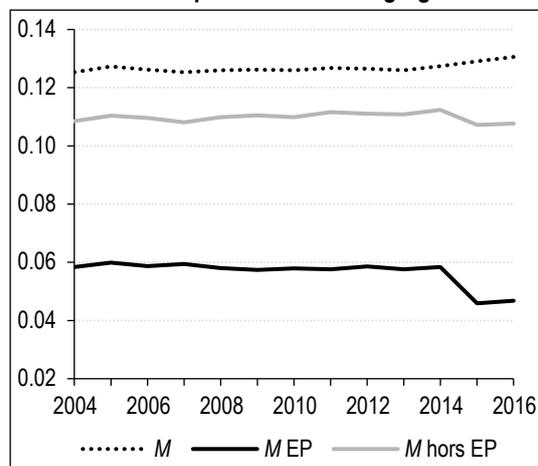
Sur la base des statistiques descriptives précédentes, notre période d'étude peut être séparée en deux parties (figure II). Entre 2004 et 2014, l'indice M est quasi stable (entre 0.1253 et 0.1274). Les niveaux de ségrégation sociale varient donc peu sur cette période. Ce résultat a déjà été établi dans la littérature (Givord *et al.*, 2016). Dans le même temps, la part de cette ségrégation sociale due à des différences entre les trois secteurs (EP, public hors EP et privé) augmente de manière très régulière (tableau 2) ; là encore, il s'agit d'un résultat déjà mis en évidence : Givord *et al.* (2016) le montrent avec seulement deux secteurs – public et privé – et Courtioux (2016) avec les trois secteurs. Les écarts en termes de composition sociale entre les trois secteurs ont donc augmenté régulièrement¹⁶ : le privé scolarise de plus en plus d'élèves très favorisés et de moins en moins d'élèves défavorisés. Cependant, si nous nous concentrons sur les seules différences entre EP et non EP (c'est-à-dire en regroupant public hors EP et privé), nous constatons que celles-ci ont eu tendance à diminuer jusqu'en 2014. Le secteur EP s'est donc rapproché

en termes de composition sociale des autres collèges, publics notamment. Cet effet est particulièrement marqué en 2011, année où la mise en place du dispositif ECLAIR a contribué à intégrer certains collèges moins défavorisés au sein de l'éducation prioritaire. Les écarts EP/non EP ont diminué et la part de la ségrégation due à des différences sociales entre EP et non EP est passée de 19.2 % à 18.6 %. Cette baisse des écarts entre EP et non EP est également observée lors des années où le périmètre n'a pas ou peu été modifié (avant 2007 notamment où, dans une moindre mesure, entre 2011 et 2014).

Nous observons plusieurs modifications à partir de 2015. Tout d'abord, la ségrégation sociale augmente : M est passé de 0.1274 en 2014 à 0.1306 en 2016. Mais surtout, la part de cette ségrégation correspondant à des différences entre secteurs a bondi en 2015 (35.8 % contre 30.1 % en 2014). Ce phénomène est dû au recentrage de l'EP opéré cette année-là avec l'instauration des REP 2015 et REP+. Suite à ce recentrage, comme nous l'avons vu dans la section précédente, la part des élèves défavorisés a augmenté en EP et une partie des collèges intégrés dans le précédent dispositif ECLAIR a quitté l'EP. En conséquence, les différences sociales entre collèges en EP et hors EP ont nettement augmenté, ce qui explique leur contribution accrue à la ségrégation sociale¹⁷.

Le niveau de l'indice M dépend de trois composantes (*supra*) : le terme mesurant les différences intersectorielles ($M(c(X) \cup c(Y))$) que nous venons d'analyser, mais également les niveaux de ségrégation au sein de chaque secteur. Nous analysons ici les niveaux de ségrégation au sein des collèges situés en EP et des collèges hors EP.

Figure II – Évolution nationale et dans l'éducation prioritaire de la ségrégation



Note : EP pour éducation prioritaire.
Lecture : l'indice d'information mutuelle M est égal à 0.1253 en 2004.
Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

16. Voir Figure I et tableau A-1 en annexe. Par ailleurs, on retrouve ce type de résultats lorsque l'on utilise un indice de ségrégation portant sur les seuls défavorisés : nous avons effectué cette décomposition pour un indice d'exposition normalisé aux très défavorisés (pour une présentation, voir par exemple Frankel & Volij, 2011) pour les différentes années de la période analysée ici. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

17. Les résultats du tableau 3 ont été reproduits en excluant le secteur privé et en comparant donc l'EP au public hors EP. Ces analyses supplémentaires, disponibles auprès des auteurs, confirment la robustesse des résultats obtenus lorsque l'on inclut le secteur privé.

Tableau 2 – Évolution de la part de la ségrégation expliquée par des différences de composition sociale entre les collèges de l'éducation prioritaire et ceux des autres secteurs

Années	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Part (en %) de M expliquée par les différences de composition entre...													
...les 3 secteurs (EP, public non EP, privé)	26.2	26.1	26.6	27.1	25.5	28.1	28.6	28.7	29.4	29.9	30.1	35.8	36.4
...EP/non EP	20.3	20.1	20.0	20.2	19.5	19.0	19.2	18.6	18.7	18.7	18.5	24.9	25.2

Note : EP pour éducation prioritaire ; M est l'indice d'information mutuelle.
Lecture : 20.3 % du niveau de M (voir figure II) s'expliquent par des écarts de composition sociale entre les élèves en EP et ceux hors EP.
Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Les niveaux de ségrégation parmi les collèges en EP sont bas depuis 2004. Entre 2004 et 2014, les niveaux de ségrégation en EP sont restés stables. L'arrivée de nouveaux élèves très favorisés en EP n'a pas contribué à augmenter sensiblement la ségrégation, ce qui tend à suggérer que, durant la période, ces élèves sont répartis assez uniformément au sein des collèges en EP sur le territoire. Les collèges en EP sont donc relativement homogènes : ils comportent presque tous beaucoup d'élèves issus de milieux défavorisés.

La mise en place des REP et REP+ en 2015 a encore accentué le phénomène d'homogénéisation : la ségrégation en EP a baissé (de 0.0584 en 2014 à 0.0459). Parallèlement, le fait d'avoir réuni les collèges les plus défavorisés au sein des REP 2015 a également contribué à renforcer l'homogénéité des collèges situés hors de l'EP. Les niveaux de ségrégation hors EP étaient montés à 0.1124 en 2014 pour redescendre à 0.1072 en 2015. Sur l'ensemble de la période 2004-2016, la ségrégation hors EP a légèrement baissé. Ce fait est d'autant plus remarquable¹⁸ que l'ensemble des collèges hors EP est, par nature, disparate puisqu'il inclut des collèges publics et le secteur privé et que d'autres études ont montré que le secteur privé est de plus en plus hétérogène (voir Givord *et al.*, 2016 ; Courtioux & Maury, 2018).

En résumé, à l'échelon national, nos résultats montrent que les différences entre les collèges en EP et les autres, qui avaient eu tendance à diminuer avant 2015, ont augmenté sous l'effet de la réforme REP 2015, alors que les différences au sein de chaque groupe de collèges se sont réduites nettement cette même année¹⁹.

Les évolutions de la ségrégation au sein de l'EP depuis 2004, et notamment la rupture observée en 2015 ont, en théorie, deux explications possibles. Elles peuvent résulter des différents recentrages de l'EP (effets des collèges entrant et sortant de l'EP) ou aussi être dues

à la modification de la population des collèges en EP à périmètre constant (avec un possible effet d'éviction, comme suggéré par Davezies & Garrouste, 2020). Sans prétendre répondre de manière définitive à cette question, faute d'analyse causale, nous observons cependant l'évolution de la composition des établissements restés dans l'EP sur l'ensemble de la période 2004-2016. Cela représente 803 collèges. Les résultats montrent que la composition sociale de ces collèges a évolué de façon parallèle à celle observée précédemment sur l'ensemble des collèges entre 2004 et 2014, avec une baisse de la part d'élèves défavorisés (voir annexe, tableau A-1). Cette baisse est un peu moins prononcée pour les collèges restés en EP que pour les collèges pris dans leur ensemble ce qui suggère que le processus d'entrées et de sorties de collèges de l'EP a contribué à rapprocher le secteur de l'éducation prioritaire des autres collèges (hors EP) en termes de composition sociale. En 2015, nous observons peu de changement : la part d'élèves défavorisés passe de 64.5 % à 64.8 %. Ces résultats suggèrent donc que ce sont en premier lieu les entrées et sorties d'établissements consécutives aux différents recentrages de l'EP qui correspondent à la dynamique de la ségrégation entre EP et non EP et au sein de l'EP, plus qu'une évolution de la composition des populations ou un effet d'éviction.

Enfin, à ce stade, nous avons considéré l'EP de manière globale sans en distinguer les différents niveaux. Or, il est possible que des disparités au sein de l'éducation prioritaire soient apparues depuis 2004. Dans le tableau 3, nous distinguons,

18. À toutes fins utiles, nous avons testé, parmi les élèves défavorisés, les différences de proportion d'élèves en EP entre 2014 et 2015. Le test conclut à un écart significatif (voir annexe, tableau A-3).

19. On notera que ces résultats sont robustes à un changement de la composition des catégories sociales plus conforme aux résultats moyens à l'entrée en 6^e (cf. encadré ; les résultats sont présentés en annexe tableau A-2).

Tableau 3 – Évolution nationale de la ségrégation au sein des collèges de l'éducation prioritaire

Type d'indice/années	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
M EP	0.0594	0.0580	0.0574	0.0579	0.0576	0.0586	0.0576	0.0584	0.0459	0.0468
M RAR	0.0140	0.0132	0.0126	0.0119						
M ECLAIR					0.0125	0.0129	0.0125	0.0124		
M REP+									0.0089	0.0103
Part (en %) de M expliqué par les différences de composition au sein de l'EP entre...										
...RAR/non RAR (%)	23.6	22.7	22.0	20.6						
...ECLAIR/non ECLAIR (%)					21.8	22.1	21.8	21.2		
...REP+/non REP+ (%)									19.3	21.9

Note : EP pour éducation prioritaire.

Lecture : l'indice d'information mutuelle M est égal à 0.0594 en 2007 pour l'éducation prioritaire dont 23.6 % s'expliquent par des écarts de composition sociale entre les élèves en RAR et les autres élèves de l'EP.

Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

parmi les collèges situés en éducation prioritaire, les dispositifs renforcés du reste de l'éducation prioritaire (RAR vs. non RAR à partir de 2007, ECLAIR vs. non ECLAIR à partir de 2011 et REP+ vs. REP à partir de 2015) et mesurons les niveaux de ségrégation dus à des écarts intersectoriels au sein de l'EP. Les résultats ne permettent de déceler aucune hausse de ces écarts (sauf peut-être en 2016). L'hétérogénéité à l'intérieur de l'éducation prioritaire semble relativement stable ce qui valide notre choix de considérer l'EP globalement dans le reste de l'article.

2.3. Le recentrage concerne principalement les académies les plus urbanisées

Les résultats précédents donnent des tendances globales sur l'ensemble du territoire qui peuvent masquer des disparités géographiques. Aussi, nous réduisons notre échelle géographique et calculons les niveaux de ségrégation sociale : 1) pour chaque académie, 2) en fonction de la taille de l'unité urbaine, 3) en fonction du type de commune où le collège est situé (ville-centre, banlieue, ville isolée, zone rurale). Le tableau 4 fournit, pour chaque académie, les niveaux de ségrégation sociale totale, ceux au sein de chaque secteur (EP, non EP) et la part de la ségrégation due aux écarts entre secteurs pour les années 2004, 2014 et 2016 qui correspondent à la rupture de tendance (*supra*)²⁰.

En 2004, nous constatons de très fortes disparités des niveaux de ségrégation sociale d'une académie à l'autre : M est très élevé dans les académies de l'agglomération parisienne (0.1845 dans l'académie de Paris, 0.1392 dans l'académie de Créteil et 0.1653 dans l'académie de Versailles) ainsi que dans certaines académies comprenant une grande agglomération (0.1341 à Aix-Marseille ou 0.1167 à Lyon). Au contraire, d'autres académies, notamment celles ne comportant pas de grandes agglomérations connaissent des niveaux de ségrégation nettement plus faibles (0.0601 à Besançon, 0.0624 à Limoges ou 0.0679 à Poitiers). Les niveaux de ségrégation varient donc du simple au triple entre Paris et certaines académies beaucoup moins urbanisées.

Entre 2004 et 2014, il est intéressant de noter que la relative stabilité nationale masque en fait des évolutions contrastées d'une académie à l'autre : baisse sensible de la ségrégation à Paris ou dans l'académie de Créteil, mais hausse notable dans l'académie de Versailles ou à Lyon. Dans les académies avec des agglomérations de taille plus modeste, là encore, les tendances

entre 2004 et 2014 sont très hétérogènes. Les niveaux de ségrégation ont augmenté sensiblement à Nice (et dans une moindre mesure à Toulouse ou Bordeaux), tandis qu'ils reculaient dans certaines académies, notamment celles où les niveaux étaient initialement faibles (comme Besançon ou Limoges). Aucune tendance à la convergence (ni à la divergence) régionale des niveaux de ségrégation ne semble donc émerger de ces résultats.

Entre 2014 et 2016, la hausse de la ségrégation observée sur le plan national est portée par une grande majorité des académies (Aix-Marseille, Lyon, Créteil, Versailles et dans de nombreuses petites académies) à l'exception de Paris où la baisse observée avant 2014 se poursuit. Ceci montre la position à part de la capitale : les enjeux en termes de ségrégation sociale y sont très différents du reste du pays.

Si nous zoomons à présent sur les niveaux de ségrégation au sein des seuls collèges en EP, là encore, nous constatons une forte hétérogénéité des dynamiques d'une académie à l'autre avant 2014 et une relative homogénéité après 2014. Entre 2004 et 2014, la ségrégation sociale en EP est en hausse dans la plupart des académies comprenant une grande agglomération (Paris, Lyon, Lille) à l'exception d'Aix-Marseille. En revanche, elle est en baisse dans une majorité de petites et moyennes académies. Il semble donc que les collèges en EP soient de plus en plus hétérogènes dans les académies avec de grandes agglomérations et de plus en plus homogènes dans les petites (où les niveaux de ségrégation étaient souvent bas)²¹.

Après 2014, les niveaux de ségrégation au sein de l'EP ont diminué de manière très sensible dans la plupart des académies. La réforme de 2015 a donc eu des effets notables sur la quasi-totalité du territoire et contribué à réhomogénéiser la composition sociale des collèges en EP dans de nombreuses académies. A Paris, l'indice M dans l'EP est passé de 0.0835 à 0.0358 en deux ans (soit une baisse de 53 % environ). À Aix-Marseille, Lyon, Versailles ou Créteil, qui étaient également concernés par de forts niveaux de ségrégation en EP en 2014, ceux-ci ont également reculé sensiblement. De manière générale, les rares académies où M n'a pas reculé sont peu urbanisées, avec des niveaux de ségrégation en EP initialement faibles, par exemple : Besançon, Clermont-Ferrand, Reims, Limoges.

20. L'ensemble des résultats (pour toutes les années entre 2004 et 2016) est disponible auprès des auteurs.

21. Ces résultats sont confirmés infra, par l'analyse des niveaux de ségrégation selon la taille de l'aire urbaine.

Tableau 4 – Indice de ségrégation et sa décomposition
entre éducation prioritaire (EP) et non prioritaire pour divers niveaux géographiques

Niveau de décomposition géographique	M global			M EP			M hors EP			Écart EP / Hors EP (en %)		
	2004	2014	2016	2004	2014	2016	2004	2014	2016	2004	2014	2016
Académie												
PARIS	0.1845	0.1749	0.1696	0.0487	0.0835	0.0358	0.1380	0.1408	0.1247	33.74	25.09	34.01
AIX-MARSEILLE	0.1342	0.1346	0.1406	0.0803	0.0707	0.0526	0.0798	0.0893	0.0906	40.44	37.94	42.47
BESANCON	0.0601	0.0556	0.0569	0.0317	0.0265	0.0305	0.0512	0.0462	0.0467	21.18	21.23	22.06
BORDEAUX	0.0820	0.0838	0.0895	0.0343	0.0359	0.0199	0.0768	0.0803	0.0832	12.53	10.60	14.20
CAEN	0.0797	0.0786	0.0808	0.0314	0.0369	0.0291	0.0749	0.0742	0.0756	10.08	8.23	10.00
CLERMONT-FERRAND	0.0760	0.0698	0.0714	0.0391	0.0341	0.0347	0.0750	0.0639	0.0654	9.20	11.91	11.61
DIJON	0.0716	0.0643	0.0646	0.0359	0.0311	0.0191	0.0641	0.0603	0.0589	17.57	13.19	16.72
GRENOBLE	0.0753	0.0687	0.0723	0.0318	0.0217	0.0183	0.0674	0.0600	0.0624	16.80	18.33	19.45
LILLE	0.1355	0.1374	0.1387	0.0262	0.0311	0.0271	0.1189	0.1223	0.1194	27.97	25.47	30.13
LYON	0.1167	0.1272	0.1289	0.0539	0.0548	0.0362	0.0941	0.1079	0.0994	25.15	21.59	29.79
MONTPELLIER	0.0892	0.0926	0.0950	0.0542	0.0671	0.0408	0.0704	0.0753	0.0713	23.34	19.63	28.90
NANCY-METZ	0.0986	0.0859	0.0917	0.0496	0.0387	0.0323	0.0897	0.0790	0.0799	14.49	13.48	19.59
POITIERS	0.0679	0.0657	0.0704	0.0564	0.0474	0.0529	0.0636	0.0612	0.0639	7.12	8.31	10.38
RENNES	0.0710	0.0804	0.0804	0.0241	0.0342	0.0233	0.0684	0.0763	0.0748	6.49	7.25	9.28
STRASBOURG	0.0930	0.0937	0.1008	0.0427	0.0289	0.0254	0.0742	0.0708	0.0748	24.16	29.80	32.19
TOULOUSE	0.0845	0.0901	0.0927	0.0713	0.0508	0.0410	0.0742	0.0824	0.0843	12.48	11.12	12.06
NANTES	0.0851	0.0893	0.0923	0.0507	0.0459	0.0308	0.0806	0.0838	0.0842	7.60	8.48	12.02
ORLEANS-TOURS	0.0864	0.0804	0.0796	0.0442	0.0362	0.0308	0.0712	0.0719	0.0699	21.79	14.61	17.00
REIMS	0.0886	0.0900	0.0894	0.0297	0.0282	0.0280	0.0769	0.0835	0.0754	23.70	18.31	25.97
AMIENS	0.1047	0.1023	0.1040	0.0284	0.0346	0.0308	0.0968	0.0953	0.0920	20.88	18.14	24.33
ROUEN	0.1026	0.0906	0.0907	0.0531	0.0414	0.0265	0.0887	0.0766	0.0761	22.47	23.16	25.71
LIMOGES	0.0624	0.0567	0.0603	0.0465	0.0541	0.0529	0.0562	0.0499	0.0510	11.12	11.30	14.99
NICE	0.0898	0.1067	0.1119	0.0991	0.0860	0.0590	0.0673	0.0897	0.0906	21.19	16.20	21.34
CRETEIL	0.1393	0.1318	0.1360	0.0450	0.0443	0.0364	0.1047	0.1025	0.1001	38.03	36.02	41.56
VERSAILLES	0.1653	0.1716	0.1767	0.0495	0.0522	0.0329	0.1167	0.1220	0.1266	37.37	36.33	37.28
CORSE	0.0650	0.0700	0.0682	0.0310	0.0230	0.0217	0.0591	0.0747	0.0616	32.31	32.43	34.78
REUNION	0.0820	0.0857	0.0907	0.0258	0.0259	0.0156	0.0917	0.0912	0.0868	22.53	29.09	44.12
GUADELOUPE	0.0707	0.0777	0.0991	0.0223	0.0230	0.0261	0.0712	0.0826	0.1024	17.95	23.76	28.00
MARTINIQUE	0.0644	0.0679	0.0709	0.0196	0.0219	0.0180	0.0623	0.0722	0.0726	22.25	10.53	17.32
GUYANE	0.1204	0.1223	0.1267	0.0517	0.0567	0.0546	0.0810	0.1890	0.0945	43.35	23.52	53.25
Taille d'unité urbaine												
Rurale	0.0605	0.0627	0.0639	0.0714	0.0842	0.0837	0.0580	0.0588	0.0571	2.76	4.05	9.40
< 5 000 habitants	0.0578	0.0603	0.0606	0.0399	0.0462	0.0272	0.0578	0.0598	0.0583	1.80	1.84	5.49
[5 000 - 10 000[0.0617	0.0756	0.0762	0.0475	0.0498	0.0510	0.0571	0.0703	0.0574	9.03	9.04	25.53
[10 000 - 20 000[0.0634	0.0709	0.0764	0.0405	0.0398	0.0446	0.0563	0.0635	0.0592	14.78	14.57	25.09
[20 000 - 50 000[0.0848	0.0899	0.0948	0.0438	0.0419	0.0410	0.0692	0.0794	0.0681	25.02	20.35	34.32
[50 000 - 100 000[0.1021	0.1010	0.1028	0.0514	0.0446	0.0389	0.0698	0.0774	0.0752	35.84	30.54	34.98
[100 000 - 200 000[0.1196	0.1179	0.1241	0.0485	0.0462	0.0397	0.0924	0.0919	0.0901	29.26	28.94	36.20
[200 000 - 2 000 000[0.1553	0.1595	0.1632	0.0631	0.0532	0.0407	0.1090	0.1180	0.1135	35.78	33.83	39.48
Agglo. parisienne	0.1878	0.1935	0.1975	0.0492	0.0620	0.0397	0.1398	0.1461	0.1436	37.61	35.24	40.16
Type de commune												
Secteur rural	0.0605	0.0627	0.0639	0.0714	0.0842	0.0837	0.0580	0.0588	0.0571	2.76	4.05	9.40
Villes isolées	0.0683	0.0706	0.0731	0.0534	0.0473	0.0368	0.0605	0.0612	0.0613	12.80	15.70	19.96
Villes-centres	0.1313	0.1356	0.1382	0.0595	0.0634	0.0458	0.1096	0.1165	0.1131	23.44	20.58	26.81
Banlieue	0.1445	0.1433	0.1470	0.0531	0.0483	0.0365	0.1169	0.1183	0.1168	28.23	26.96	31.20

Lecture : l'indice d'information mutuelle M est égal à 0.1845 en 2004 dans l'académie de Paris dont 33.7 % s'expliquent par des différences de composition sociale entre les élèves en EP et les élèves hors EP.

Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Ceci montre que la réforme de 2015 a bien été ciblée géographiquement sur les zones où l'effet (relatif) de baisse de la part d'élèves défavorisés

des collèges en EP jusqu'en 2014 était le plus marqué. Dans ces zones, cela a contribué à recentrer le dispositif sur les catégories défavorisées.

Si nous nous intéressons à la contribution des écarts EP/non EP aux niveaux observés de ségrégation par académie, nous mettons en évidence, là encore, de fortes disparités géographiques. Ainsi, en 2016, plus de 42 % de la ségrégation constatée dans l'académie d'Aix-Marseille correspond aux différences sociales entre collèges en EP et collèges hors EP pris dans leur ensemble. Cette contribution est également proche de 40 % à Créteil et Versailles et de 34 % à Paris. Au contraire, ces contributions sont inférieures à 10 % dans les académies de Caen et de Rennes. Dans l'ensemble, les contributions ont tendance à être faibles dans les académies les moins ségréguées²².

Entre 2004 et 2014, les écarts EP/non EP ont eu tendance à se réduire dans beaucoup d'académies et notamment dans celles comportant de grandes agglomérations. Le fait que les collèges en EP se sont rapprochés des autres collèges avant 2014 en termes de composition sociale concerne donc la majorité du territoire français. La réforme de 2015 a contribué à réorienter sensiblement à la hausse les écarts EP/non EP. Sous l'effet du recentrage du dispositif sur les populations défavorisées, les écarts sociaux entre collèges en EP et autres collèges se sont accentués. Cette hausse des différences EP/non EP depuis 2015 porte sur la quasi-totalité des académies et notamment sur celles où ces écarts représentaient déjà une part importante de la ségrégation totale. Ainsi, à Paris, en dépit de leur forte baisse entre 2004 et 2014, les écarts EP/non EP représentent tout de même un quart (25.1 %) de la ségrégation totale en 2014. Suite à la réforme de 2015, notamment à Paris (avec une remontée marquée de 25.1 % en 2014 à 34 % en 2016), les écarts EP/non EP ont atteint un point haut historique dans l'écrasante majorité des académies : élèves en EP et hors EP n'ont jamais été aussi différents en termes de composition sociale depuis 2004 sur quasiment tout le territoire.

Pour conclure, en termes de ciblage, la réforme de 2015 semble avoir privilégié les académies où les niveaux de ségrégation au sein du secteur de l'EP étaient élevés, c'est-à-dire où les collèges en EP n'étaient pas hétérogènes socialement. En revanche, ces académies étaient aussi celles où les différences sociales entre EP et non EP étaient les plus nettes, ce que la réforme de 2015 a contribué à accentuer.

2.4. La convergence des collèges en éducation prioritaire et des autres : un phénomène urbain

Concernant la taille d'unité urbaine²³ et le type de commune, le tableau 4 montre que plus la taille

de l'agglomération est grande et plus la ségrégation sociale y est élevée. En 2004, l'indice *M* varie du simple au triple entre le secteur rural (0.0605) et l'agglomération parisienne (0.1878). Nous pouvons cependant noter que les niveaux de ségrégation sont relativement voisins si l'on compare les communes rurales à celles de petites agglomérations (de moins de 20 000 habitants). La ségrégation sociale n'augmente réellement avec la taille de l'unité urbaine qu'à partir de 20 000 habitants.

L'évolution de la ségrégation avant 2014 est contrastée : en hausse dans l'agglomération parisienne²⁴ et dans les petites villes ou le secteur rural, mais en baisse dans les moyennes agglomérations. À partir de 2015, la ségrégation est repartie à la hausse quelle que soit la taille de l'agglomération.

En 2004, la contribution des écarts EP/non EP à la ségrégation était beaucoup plus faible dans les petites agglomérations (et plus encore dans le secteur rural où l'EP est quasiment absente) que dans les grandes et moyennes agglomérations. Ainsi, les écarts EP/non EP ne contribuent qu'à hauteur de 2.8 % à la ségrégation sociale dans le rural contre 14.8 % dans les unités urbaines comprenant entre 10 000 et 20 000 habitants et plus de 35 % dans celles comprenant entre 50 000 et 100 000 habitants (37.6 % à Paris). Les différences sociales entre établissements en EP et hors EP étaient donc un phénomène largement urbain en 2004, qui ne concernaient pas ou peu les petites agglomérations et le secteur rural. Douze ans plus tard, si cette lecture urbain/rural est toujours valable, les écarts se sont considérablement résorbés.

En effet, depuis 2004, la dynamique des différences EP/non EP selon la taille de l'agglomération est assez homogène : baisse jusqu'en 2014 sauf dans le secteur rural et dans les petites villes et hausse globale après 2014. Sur la période 2004-2014, ces résultats confirment ceux évoqués dans le tableau 4 où seules de petites académies, faiblement urbanisées, avaient connu une hausse des écarts EP/non EP. La convergence entre établissement en

22. Par exemple les académies de Limoge, Dijon, Poitiers et Clermont-Ferrand ont un *M* inférieur à 0.0714 et un écart EP/non EP inférieur à 17 %.

23. L'unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes qui comporte sur son territoire une zone bâtie d'au moins 2 000 habitants où aucune habitation n'est séparée de la plus proche de 200 mètres et où chaque commune concernée possède plus de la moitié de sa population dans cette zone bâtie.

24. Sachant que sur la même période la ségrégation est en baisse dans les académies de Paris et Créteil et en hausse modérée dans l'académie de Versailles, cela signifie que les écarts inter-académiques ont augmenté.

EP et hors EP observée nationalement est donc un phénomène urbain. Entre 2014 et 2016, il est intéressant de noter que si les écarts EP/non EP sont en hausse sur tout le territoire (et culminent à 40.2 % à Paris en 2016), cette hausse est beaucoup plus forte en secteur rural et dans les petites villes (de 4 % à 9.4 % en rural, de 9 % à 25.5 % dans les petites agglomérations situées entre 5 000 et 10 000 habitants). Nous observons ainsi un « rattrapage » de l'urbain par le rural : les écarts sociaux entre les collèges en EP et les autres collèges étaient propres aux grandes agglomérations en 2004 et quasi inexistant dans les villes de moins de 10 000 habitants : il s'agit maintenant d'un phénomène beaucoup plus général. Cette évolution semble directement liée à la réforme de 2015²⁵.

Nous complétons l'analyse précédente avec une décomposition selon le type de commune (cf. tableau 4). Cette variable « type de commune » distingue le secteur rural, les villes isolées, les communes de banlieue et celles des villes-centres. La contribution des écarts EP/non EP est très faible dans le secteur rural et les villes isolées. L'évolution de ces écarts entre 2004 et 2016 dans les villes isolées se rapproche de ce qui est observé pour les petites agglomérations.

Les niveaux de ségrégation sont, en 2004 comme en 2016, plus élevés dans les communes de banlieue que dans les villes-centres. Surtout, les écarts EP/non EP y sont plus importants (contribution de 26.8 % en ville-centre et de 31.2 % en banlieue en 2016). Les différences sociales entre l'EP et les autres collèges sont donc plus marquées en banlieue. Néanmoins, il ne semble pas que la réforme de 2015 ait particulièrement contribué à cela : son impact (à la hausse sur les écarts EP/non EP) est similaire pour les villes-centres et les banlieues. Plus qu'un phénomène centre/périphérie au sein des grands espaces urbains, le recentrage de l'EP sur les collèges les moins favorisés en termes de mixité sociale est un phénomène urbain plus général.

* *
*

Dans cet article, à partir d'une analyse des données de la Base Centrale Scolarité de 2004 à 2016, nous mettons en évidence une rupture du ciblage de l'éducation prioritaire (EP) en 2015 avec un recentrage sur les élèves les plus défavorisés et les collèges les moins mixtes socialement.

Nos résultats montrent que la période 2004-2014 correspond à une baisse de la part d'élèves défavorisés dans l'EP. Dans ce cadre, les réformes de l'EP ne s'apparentent pas à un recentrage des dispositifs sur les collèges les plus défavorisés socialement ; en effet, elles ne correspondent pas systématiquement à un phénomène d'éviction des collèges dont la composition sociale est devenue plus favorisée au cours du temps, ni même à un phénomène de récupération par l'éducation prioritaire des collèges avec une forte proportion d'élèves défavorisés n'étant pas jusqu'alors inscrits dans l'EP. En termes de mixité sociale, cette période est caractérisée par une relative normalisation de l'EP qui se traduit par une diminution des différences intersectorielles au niveau national. Ces résultats apparaissent assez différents des dynamiques de déclassement des collèges en EP mises en exergue par Trancart (1998) pour la période 1979-1997. Une analyse géographique montre que la tendance que nous observons est portée par les académies fortement urbanisées où le niveau de ségrégation global est fort.

En 2015, la mise en place des réseaux d'éducation prioritaire (REP et REP+) constitue une rupture de tendance. Cette dernière se traduit par un recentrage de l'EP sur les populations les plus défavorisées *via* un effet d'éviction massif des collèges où les élèves défavorisés étaient moins nombreux. Ce recentrage du ciblage conduit à une accentuation importante des différences en termes de mixité sociale entre les collèges en EP et les autres. Les différences de mixité sociale au sein des collèges en EP ont tendance à s'atténuer à partir de la réforme. Nous montrons que, contrairement au phénomène de baisse de la part d'élèves défavorisés de la période précédente, ce phénomène de recentrage de l'EP et d'accentuation des différences entre collèges en EP et collèges hors EP concerne beaucoup plus d'académies et touche également les zones rurales et faiblement urbanisées.

Au final, la réforme de 2015, contrairement aux autres réformes qu'a connues l'EP sur la période étudiée, correspond à l'apparition d'une ligne de démarcation plus forte en termes de populations ciblées et de degré de mixité sociale entre les collèges en EP et les autres, et ce de manière relativement homogène géographiquement. Cela

25. Cette forte hausse des écarts EP/non EP dans le secteur rural ou faiblement urbanisé n'est pas due à une hausse de la part de l'EP dans ces zones à partir de 2014. Celle-ci est restée très faible (3.2 % en 2015) et proche voire inférieure aux niveaux observés précédemment (5.7 % en 2014). Il ne s'agit donc pas d'un effet lié au poids plus élevé du rural, mais bien d'un effet de la composition sociale de chacun des secteurs à l'indice M.

suggère que cette nouvelle phase du ciblage de l'éducation prioritaire permet une concentration des moyens sur ceux qui en ont le plus besoin, à la fois car il s'agit de collèves qui ont une part

importante d'élèves défavorisés en leur sein et parce que ce sont également les collèves où les plus défavorisés sont les moins mélangés avec les autres groupes sociaux. □

BIBLIOGRAPHIE

- Armand, A. & Gilles, B. (2006).** *La contribution de l'éducation prioritaire à l'égalité des chances des élèves.* Rapport pour le Ministre de l'Éducation nationale de l'Enseignement supérieur et de la Recherche. <https://www.education.gouv.fr/la-contribution-de-l-education-prioritaire-l-egalite-des-chances-des-eleves-10247>
- Beffy, M. & Davezies, L. (2013).** Has the 'Ambition Success Networks' educational program achieved its Ambition? *Annals of Economics and Statistics*, 111/112, 271–293. <https://doi.org/10.2307/23646334>
- Benabou, R., Kramarz, F. & Prost C. (2004).** Zones d'éducation prioritaire : quels moyens pour quels résultats ? Une évaluation sur la période 1982-1992. *Économie et statistique*, 380, 3–34. <https://doi.org/10.3406/estat.2004.7676>
- Brinbaum, Y. & Kieffer, A. (2009).** Les scolarités des enfants d'immigrés de la sixième au baccalauréat : différenciation et polarisation des parcours. *Population*, 64(3), 53–75. <https://doi.org/10.3917/popu.903.0561>
- Brizard, A. (1995).** Comparaison des performances des élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP. *Éducation et Formations*, 41, 39–42. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/doc/SYRACUSE/2378/education-formationen-n-41-juin-1995-article-4-comparaison-des-performances-des-eleves-scolarises-en->
- Caille, J.-P. (2001).** Les collégiens de ZEP à la fin des années quatre-vingt-dix : caractéristiques des élèves et impact de la scolarisation en ZEP sur la réussite. *Éducation et Formations*, 61, 111–140.
- Caille, J.-P., Davezies, L. & Garrouste, M. (2016).** Les résultats scolaires des collégiens bénéficient-ils des réseaux ambition-réussite ? Une analyse par régression sur discontinuité. *Revue économique*, 67 (3), 639–666. <https://doi.org/10.3917/reco.673.0639>
- Conseil National d'Évaluations du système Scolaire (CNESCO) (2016).** *Inégalités sociales et migratoires. Comment l'école amplifie-t-elle les inégalités ?* Ministère de l'Éducation Nationale, de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche. http://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2017/04/Inegalites_sociales_rapport_Cnesco.pdf
- Cour des Comptes (2018).** L'éducation prioritaire. Rapport d'évaluation d'une politique publique. <https://www.ccomptes.fr/system/files/2018-10/20181017-rapport-education-prioritaire.pdf>
- Courtioux, P. (2016).** Dix ans de mixité sociale au collège : le public fait-il vraiment mieux que le privé ? *EDHEC Position Paper*, Mai. <https://www.edhec.edu/fr/publications/dix-ans-de-mixite-sociale-au-college-le-public-fait-il-vraiment-mieux-que-le-privé>
- Courtioux, P. & Maury T.-P. (2018).** Public, privé et éducation prioritaire : une analyse comparative de la mixité sociale à l'école. *Formation emploi*, 144, 133–154. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.6703>
- Courtioux, P. & Maury T.-P. (2020).** Private and public school: a spatial analysis of social segregation in France. *Urban Studies*, 57(4), 865–882. <https://doi.org/10.1177/0042098019859508>
- Davezies, L. & Garrouste, M. (2020).** More harm than good? Sorting Effects in a compensatory education program. *The Journal of Human Resources*, 55 (1), 240–277. <https://doi.org/10.3368/jhr.55.1.0416-7839R1>
- Durand, Y. & Salles, R. (2015).** *Rapport d'information sur l'évaluation des politiques publiques en faveur de la mixité sociale dans l'éducation nationale.* Assemblée nationale, N° 3292. <https://www.assemblee-nationale.fr/14/pdf/rap-info/i3292.pdf>
- Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2008).** Du baccalauréat à l'enseignement supérieur en France : déplacement et recomposition des inégalités. *Population*, 63 (1), 123–257. <https://doi.org/10.3917/popu.801.0123>
- Fack, G. & Grenet J. (2013).** Les effets de l'assouplissement de la carte scolaire dans l'éducation prioritaire. *Éducation et Formations*, 83, 25–37. <https://www.education.gouv.fr/les-effets-de-l-assouplissement-de-la-carte-scolaire-11579>
- Frankel, D. & Volij, O. (2011).** Measuring School Segregation. *Journal of Economic Theory*, 146 (1), 1–38. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2010.10.008>

- Givord, P., Guillerm, M., Monso, O. & Murat, F. (2016).** Comment mesurer la ségrégation dans le système éducatif ? Une étude de la composition sociale des collèges français. *Éducation et Formations*, 91, 21–51. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/doc/SYRACUSE/13304/comment-mesurer-la-segregation-dans-le-systeme-educatif-une-etude-de-la-composition-sociale-des-coll>
- Ichou, M. & Oberti, M. (2014).** Le rapport à l'école des familles déclarant une origine immigrée : enquête dans quatre lycées de la banlieue populaire. *Population*, 69 (4), 617–657. <https://doi.org/10.3917/popu.1404.0617>
- Kherroubi, M. & Rochex, J.-Y. (2002).** La recherche en éducation et les ZEP en France. 1. Politique ZEP, objets, postures et orientations de recherche. *Revue française de pédagogie*, 140, 103–132. <https://doi.org/10.3406/rfp.2002.2905>
- Kherroubi, M. & Rochex, J.-Y. (2004).** La recherche en éducation et les ZEP en France. 2. Apprentissages et exercices professionnels en ZEP : résultats, analyses et interprétations. *Revue française de pédagogie*, 146, 115–190. <https://doi.org/10.3406/rfp.2004.3101>
- Ly, S.-T. & Riegert, A. (2015).** *Mixité sociale et scolaire et ségrégation inter et intra établissement dans les collèges et lycées français*. Rapport pour le CNESCO. <http://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2016/09/SegregationFrance1.pdf>
- Massey, D. & Denton, N. (1988).** The dimensions of residential segregation. *Social Forces*, 67 (2), 281–315. <https://doi.org/10.2307/2579183>
- Merle, P. (2010).** Structure et dynamique de la ségrégation sociale dans les collèges parisiens. *Revue française de pédagogie*, 170, 73–85. <https://doi.org/10.4000/rfp.1597>
- Merle, P. (2012).** *La ségrégation scolaire*. Paris: La Découverte.
- Meuret, D. (1994).** L'efficacité de la politique des zones d'éducation prioritaire dans les collèges. *Revue française de pédagogie* 109, 41–64. <https://doi.org/10.3406/rfp.1994.1245>
- Monso, O., Boutchenik, B. & Givord, P. (2018).** How do restrictive zoning and parental school choices impact social diversity in schools? An empirical evaluation in France. *Journées de méthodologie statistique de l'Insee*. http://www.jms-insee.fr/2018/S15_1_ACTEv2_BOUTCHENIK_JMS2018.pdf
- Obin, J.-P. & Peyroux, C. (2007).** *Les nouvelles dispositions de la carte scolaire*. Rapport de l'Inspection générale, 94. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/124000267.pdf>
- Piketty, T. (2004).** L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997. PSE, *mimeo*. <http://piketty.pse.ens.fr/fichiers/public/Piketty2004b.pdf>
- Radica, K. (1995).** 'Taux plafonds' d'élèves en zones d'éducation prioritaires. *Éducation et Formations*, 41, 31–38. https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/doc/SYRACUSE/2377/education-formations-n-41-juin-1995-article-3-taux-plafonds-d-eleves-en-zones-d-education-prioritair?_lg=fr-FR
- Stefanou, A. (2015).** L'éducation prioritaire de 1982 à 2013. In: Pumain & Mattei (Eds). *Données urbaines*, Economica-Anthropos N° 7, pp. 107–123.
- Stefanou, A. (2017).** Éducation Prioritaire. Scolarité des élèves au collège de 2007 à 2012. *Éducation et Formations*, 95, 87–106. https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01779982/file/DEPP-EF95-2017-article-4-education-prioritaire_867157.pdf
- Thaurel-Richard, M. & Murat, F. (2013).** Évolution des caractéristiques des collèges durant la mise en œuvre de l'assouplissement de la carte scolaire en 2007. *Éducation et Formations*, 83, 11–20. https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/doc/SYRACUSE/13198/evolution-des-caracteristiques-des-colleges-durant-la-mise-en-oeuvre-de-l-assouplissement-de-la-cart?_lg=fr-FR
- Trancart, D. (1998).** L'évolution des disparités entre collèges publics. *Revue française de pédagogie*, 124, 43–54. <https://doi.org/10.3406/rfp.1998.1115>
- Trancart, D. (2012).** Quel impact des ségrégations socio-spatiales sur la réussite au collège. *Formation emploi*, 120, 35–55. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.3761>
- Van Zanten, A. & Obin, J.-P. (2008).** *La carte scolaire*. Paris: PUF.

**Tableau A-1 – Répartition annuelle de l'origine sociale des élèves
selon le secteur du collège et sa situation vis-à-vis de l'éducation prioritaire (en %)**

		Origine sociale des élèves													
		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Secteur du collège															
EP	Défavorisée	62.5	62.0	61.6	60.9	61.4	61.4	61.2	61.1	61.1	61.1	61.0	64.4	64.7	
	Intermédiaire	25.6	26.0	26.6	27.3	27.2	27.5	27.6	27.7	27.7	27.7	27.7	25.8	25.6	
	Favorisée	5.5	5.5	5.3	5.2	4.2	4.0	4.0	3.9	3.8	3.7	3.6	3.5	3.4	
	Très favorisée	6.3	6.5	6.5	6.6	7.1	7.1	7.2	7.3	7.4	7.5	7.6	6.3	6.3	
Public hors EP	Défavorisée	38.5	38.1	37.9	37.2	38.3	38.2	38.0	38.4	38.5	38.7	38.8	37.9	37.8	
	Intermédiaire	34.3	34.5	34.8	35.4	35.1	35.3	35.4	35.3	35.3	35.2	35.1	35.5	35.5	
	Favorisée	8.1	7.9	7.8	7.7	6.0	5.8	5.6	5.5	5.4	5.3	5.2	5.2	5.2	
	Très favorisée	19.0	19.5	19.4	19.6	20.6	20.7	20.9	20.8	20.8	20.8	20.9	21.4	21.5	
Privé	Défavorisée	25.5	24.9	24.4	23.8	23.0	22.3	21.9	21.5	21.2	21.1	20.9	20.7	20.5	
	Intermédiaire	37.0	37.0	37.1	37.2	37.2	37.1	37.1	37.0	37.0	36.8	36.6	36.3	36.0	
	Favorisée	8.3	8.2	8.1	7.9	7.7	7.4	7.3	7.3	7.3	7.3	7.2	7.2	7.3	
	Très favorisée	29.2	29.9	30.4	31.0	32.1	33.2	33.7	34.1	34.5	34.8	35.3	35.8	36.3	
Ensemble hors EP*	Défavorisée	35.3	34.9	34.6	33.9	34.5	34.3	33.9	34.2	34.3	34.4	34.4	33.2	33.4	
	Intermédiaire	35.0	35.1	35.4	35.9	35.6	35.8	35.8	35.8	35.7	35.6	35.5	35.7	35.6	
	Favorisée	8.1	8.0	7.9	7.8	6.4	6.2	6.0	5.9	5.9	5.8	5.7	5.8	5.7	
	Très favorisée	21.5	22.0	22.1	22.4	23.5	23.8	24.2	24.1	24.2	24.3	24.5	25.3	25.3	
Statut du collège vis-à-vis de l'EP															
Restant dans l'EP	Défavorisée	-	62.2	61.6	60.9	61.4	61.3	61.6	61.1	60.9	61.1	61.0	64.6	64.6	
	Intermédiaire	-	25.9	26.6	27.3	27.3	27.5	27.4	27.7	27.8	27.7	27.7	26.0	25.6	
	Favorisée	-	5.4	5.3	5.2	4.2	4.0	3.9	3.9	3.8	3.7	3.6	3.3	3.4	
	Très favorisée	-	6.5	6.5	6.6	7.1	7.1	7.1	7.3	7.5	7.5	7.6	6.1	6.3	
Entrant dans l'EP	Défavorisée	-	52.5	66.9	62.1	79.4	64.2	54.3	62.3	71.5	48.3	44.9	63.7	79.5	
	Intermédiaire	-	29.8	27.4	27.4	12.5	26.7	31.6	26.7	20.4	37.3	44.9	25.3	14.2	
	Favorisée	-	7.1	3.8	4.9	4.4	3.1	4.7	4.1	3.7	4.5	2.3	4.1	2.7	
	Très favorisée	-	10.6	1.8	5.6	3.7	6.0	9.4	6.8	4.4	9.9	7.9	7.0	3.6	
Sortant de l'EP	Défavorisée	-	63.6	61.0	55.1	57.8	50.4	52.3	62.4	63.9	43.1	71.8	45.2	65.0	
	Intermédiaire	-	25.4	21.8	32.3	29.3	32.6	31.8	26.5	26.4	34.9	20.9	35.2	23.6	
	Favorisée	-	5.6	5.0	6.2	4.8	4.6	4.5	3.2	5.2	6.1	1.8	4.8	6.4	
	Très favorisée	-	5.4	12.2	6.3	8.2	12.4	11.4	7.8	4.5	15.9	5.5	14.8	5.0	
Restant dans l'EP toute la période 2004-2016	Défavorisée	65.6	65.4	65.1	64.5	65.1	64.8	64.8	64.7	64.6	64.6	64.5	64.8	64.9	
	Intermédiaire	24.2	24.3	24.9	25.5	25.5	25.9	25.9	26.0	26.0	26.1	26.2	26.0	25.8	
	Favorisée	5.1	5.1	4.9	4.8	4.0	3.7	3.6	3.6	3.5	3.4	3.4	3.3	3.3	
	Très favorisée	5.1	5.1	5.1	5.1	5.5	5.6	5.6	5.8	5.8	5.9	6.0	5.9	6.0	
Entrant dans l'EP (hors nouveaux établis.)	Défavorisée	-	52.5	66.9	62.7	57.4	-	54.3	62.3	72.2	48.3	42.3	63.3	74.7	
	Intermédiaire	-	29.8	27.4	27.3	30.9	-	31.6	26.7	20.0	37.3	46.8	25.5	17.9	
	Favorisée	-	7.1	3.8	4.8	3.4	-	4.7	4.1	3.5	4.5	2.5	4.1	1.8	
	Très favorisée	-	10.6	1.8	5.1	8.3	-	9.4	6.8	4.3	9.9	8.4	7.1	5.6	
Sortant de l'EP (hors établis. qui ferment)	Défavorisée	-	61.9	22.5	43.0	44.9	48.4	51.1	61.3	-	36.5	-	45.2	66.9	
	Intermédiaire	-	26.2	38.2	41.7	38.9	33.8	32.6	27.4	-	40.5	-	35.3	22.3	
	Favorisée	-	6.0	10.8	7.3	5.8	4.8	4.6	3.3	-	6.9	-	4.8	6.7	
	Très favorisée	-	5.9	28.4	8.0	10.4	13.0	11.7	8.0	-	16.2	-	14.8	4.1	

Note : EP pour éducation prioritaire, (*) comprend le privé et le public hors EP.

Lecture : la part d'élèves très favorisés en 2004 au sein des collèges de l'EP est de 6.3 %. En 2005, parmi les collèges présents en EP en 2004 et qui le sont restés en 2005, la part d'élèves défavorisés est égale à 62.2 %. Parmi les collèges nouvellement entrés dans l'EP (i.e., hors de l'EP en 2004 ou nouvellement créés), cette part est de 52.5 %. Parmi les collèges qui étaient dans l'EP en 2004 et qui l'ont quittée en 2005 (ou qui n'existent plus), elle était de 63.6 % en 2004.

Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Tableau A-2 – Évolution nationale de la ségrégation et décomposition par secteur avec une définition alternative des catégories sociales

Type d'indice/années	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<i>M</i>	0.1216	0.1238	0.1227	0.1219	0.1229	0.1232	0.1232	0.1232	0.1234	0.1230	0.1241	0.1257	0.1271
Part (en %) de <i>M</i> expliquée par les différences de composition entre...													
...les 3 secteurs (EP, public non EP, privé)	26.8	26.7	27.1	27.7	28.1	28.6	29.1	29.0	29.8	30.3	30.5	36.4	37.1
...EP/non EP	21.0	20.8	20.7	21.0	20.3	19.7	19.9	19.2	19.3	19.3	19.1	25.6	26.0
<i>M</i> EP	0.0549	0.0565	0.0558	0.0565	0.0563	0.0557	0.0558	0.0557	0.0568	0.0561	0.0568	0.0432	0.0441
<i>M</i> hors EP	0.1046	0.1066	0.1057	0.1043	0.1061	0.1069	0.1065	0.1080	0.1075	0.1072	0.1085	0.1035	0.1041

Note : les groupes sociaux diffèrent de la classification retenue par la DEPP : les enfants de « chef d'entreprise » sont inclus dans les « favorisés » (vs. « très favorisés »), les enfants de personnes travaillant dans les services directs aux particuliers sont inclus dans les catégories « défavorisés » (vs. « intermédiaires »). EP pour éducation prioritaire.

Lecture : l'indice d'information mutuelle *M* est égal à 0.1216 en 2004 dont 21.0 % s'expliquent par des écarts de composition sociale entre les élèves en EP et ceux hors EP.

Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Tableau A-3 – Test d'écart entre la proportion d'élèves en EP en 2014 et en 2015 (parmi les élèves défavorisés)

Année	Proportion d'élèves défavorisés en EP	Nombre d'élèves défavorisés en EP	Résultats
2014	24.8 %	1 268 197	Statistique = -106.78
2015	27.4 %	1 265 585	p-value = 0.000

Lecture : la proportion d'élèves défavorisés scolarisés en EP en 2014 est de 24.8 % et leur nombre est de 1 268 197. La statistique de test (écart de proportion entre 2015 et 2014) est égale à -106.78.

Source : DEPP, BCS 2004-2016, calculs des auteurs.

Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Mesurer les effets établissements, au-delà de la moyenne

What Makes a Good High School? Measuring School Effects beyond the Average

Pauline Givord* et Milena Suarez Castillo**

Résumé – Évaluer la capacité des établissements scolaires à faire progresser leurs élèves est un exercice complexe, car il est difficile de distinguer ce qui relève de l'effet propre de l'établissement de ce qui relève des caractéristiques des élèves qui y sont scolarisés. Cet article commence par présenter les deux principaux modèles statistiques (modèles de valeur ajoutée et modèles dits de *Student Growth Percentile*) qui sont couramment utilisés, et discute leurs apports et limites à la lumière de la littérature récente. Il propose ensuite des indicateurs qui permettent de compléter les mesures classiques de la valeur ajoutée des établissements, en évaluant notamment si les résultats obtenus par les élèves d'un lycée sont plus ou moins dispersés par rapport à ce qui serait attendu compte tenu des caractéristiques de ses élèves. Ces indicateurs sont notamment utiles pour évaluer la pertinence de l'information fournie par des indicateurs sur les effets moyens des établissements. Cette méthode est appliquée à partir des données exhaustives des notes au baccalauréat de la session 2015.

Abstract – *Assessing the ability of schools to help their students to progress is a complex exercise, as it is difficult to distinguish between the effects brought about by the school itself and those resulting from the characteristics of the students they enrol. This article starts by describing the two main statistical models currently in use (Value-Added models and Student Growth Percentile models) and discusses their advantages and limitations in the light of recent literature. It then proposes indicators to complement the traditional measures of the value-added of schools, in particular by assessing whether the results achieved by the students of a high school are more or less dispersed than would be expected given the characteristics of its students. These indicators are useful for assessing the relevance of the information provided by the indicators on average effect of the schools. This method is applied using exhaustive data on baccalaureate grades from 2015.*

Codes JEL / JEL Classification : C120, C21, C50

Mots-clés : régression quantile, valeur ajoutée, student growth percentile

Keywords: quantile regression, school value added, student growth percentile

* Insee-LIEPP (pauline.givord@travail.gouv.fr) ; **CREST-Insee (milena.suarez-castillo@insee.fr)

Nous remercions Fabrice Murat, Cédric Afssa, Caroline Simonis-Sueur et Fabienne Rosenwald pour avoir autorisé l'accès aux données, ainsi que, pour leur accueil à la Depp et leurs conseils, Olivier Monso, Thierry Rocher, Franck Evain et Laetitia Evrard. Nous remercions les participants du séminaire du Département des études économiques de l'Insee, et notamment Marco Paccagnella pour sa discussion stimulante sur une version précédente de cet article, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leur relecture précise et attentive qui a permis d'en améliorer la lecture. Les auteures restent seules responsables des erreurs ou approximations qui pourraient néanmoins subsister.

Reçu en octobre 2020, accepté en mai 2021.

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

Citation: Givord, P. & Suarez Castillo, M. (2021). What Makes a Good High School? Measuring School Effects beyond the Average. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 29–45. doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2057

Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Sur les dernières décennies, de très nombreux travaux de recherche se sont penchés sur la mesure des effets des établissements sur la réussite des élèves, afin d'améliorer l'information disponible, accompagnant une demande et un intérêt croissants pour l'évaluation. En France, l'évaluation du système éducatif est depuis longtemps identifiée, et régulièrement réaffirmée comme importante dans l'amélioration de la qualité du service public de l'éducation, depuis les premières réflexions sur la nécessité d'une culture de l'évaluation (Thélot, 1994a ; 1994b) à la création en 2019 du Conseil d'évaluation de l'école. Pour les lycées, cela s'est traduit notamment par la publication régulière par la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (Depp, le service statistique du ministère de l'éducation nationale) des Indicateurs de Valeur Ajoutée des Lycées (les IVAL). Les IVAL fournissent un ensemble d'indicateurs sur la performance des lycées français en matière de réussite de leurs élèves au baccalauréat, mais également sur leur capacité à les accompagner jusqu'à l'examen final, en s'attachant notamment à tenir compte du profil des élèves accueillis (voir encadré 1). Dans la plupart des pays anglo-saxons, l'évaluation des établissements, essentiellement sur des critères quantitatifs, est plus ancienne, avec le développement au cours des années 80 de la culture du résultat et de l'idée de rendre responsables les établissements de la réussite de leurs élèves (dans des optiques notamment de développement du choix scolaire). L'exemple le plus emblématique de cette évolution est l'adoption en 2001 aux États-Unis de la loi fédérale *No Child Left Behind*, qui imposait aux États américains de mettre en place des tests annuels pour l'ensemble des élèves, avec des incitations fortes pour les établissements à atteindre des objectifs de réussite des élèves. Pour répondre à ces objectifs, la plupart des États ont développé des outils de mesure des établissements, voire des enseignants.

L'usage qui peut être fait de ces évaluations répond à au moins deux objectifs principaux, qui soulèvent des enjeux de mesure différents. Le premier, qui est sous-jacent notamment dans le développement de ce type de mesures dans les pays anglo-saxons, vise à fournir aux autorités publiques en charge du pilotage des établissements des instruments d'évaluation de leur efficacité, voire de leur efficience. Il pourra s'agir par exemple de mettre en regard des bons résultats d'un lycée (ou à l'inverse, des résultats décevants), avec les pratiques et les moyens mis

en œuvre. Comme souligné par exemple par Raudenbush & Wilms (1995), cet objectif est particulièrement complexe, dans la mesure où les établissements scolaires n'ont pas le contrôle sur l'ensemble des dimensions qui peuvent influencer sur la réussite des élèves. C'est par exemple le cas de l'influence des autres élèves sur la réussite individuelle. Ces « effets de pairs » sur la réussite sont complexes, et surtout très difficiles à mesurer (pour une synthèse récente, voir par exemple Monso *et al.*, 2019). Tel qu'il est mesuré, il est donc en général impossible de distinguer dans l'effet de l'établissement sur la réussite des élèves ce qui relève de son action de ce qui relève des effets de l'interaction des élèves qu'il scolarise. En revanche, les mesures des effets lycées peuvent être utiles pour un second objectif, plus modeste, qui est de fournir aux familles une indication sur l'effet qu'elles peuvent attendre de la scolarisation dans un établissement plutôt que dans un autre, que cet effet soit lié aux pratiques de l'établissement ou à des éléments de contexte liés aux interactions avec d'autres élèves.

Même en se limitant à cet objectif d'information des familles, identifier des outils de mesure pertinents est complexe. D'abord parce que les parents peuvent avoir des critères différents pour définir ce qu'est un bon lycée. Certes, pour la plupart des parents, il s'agit d'un établissement capable d'accompagner leurs enfants jusqu'au baccalauréat, en leur assurant une scolarité sereine tout en les préparant au mieux pour l'avenir. Néanmoins, l'appréciation de la manière dont un établissement répond à ces objectifs peut varier selon les élèves. Certains adolescents pourront s'épanouir dans des établissements encourageant l'émulation et l'exigence académique quand d'autres souffriront d'une ambiance trop compétitive. Au-delà des strictes performances académiques, certains peuvent valoriser la capacité des enseignants à développer le goût d'apprendre et la confiance en soi des élèves, la qualité du climat scolaire, ou l'aide apportée aux élèves pour construire leur orientation future et pour la rendre possible.

Quelle que soit la définition que l'on se donne d'un bon lycée, identifier un établissement qui correspond aux critères retenus est encore plus complexe. Il faudrait pour cela déterminer ce qu'aurait été la scolarité d'un élève dans un autre établissement que celui où il a été scolarisé, ce qui est difficile voire impossible. En général, les parents ne disposent que de peu d'éléments pour juger d'un établissement. Les expériences passées de connaissances ou de la fratrie, le taux de réussite au baccalauréat sont des informations

certes utiles, mais qui ne renseignent qu'indirectement sur la manière dont un élève particulier s'adaptera finalement à un lycée. La réussite affichée par un lycée est avant tout le reflet des caractéristiques des élèves qui y sont scolarisés, et ne pas tenir compte des effets de sélection peut donner des images biaisées de la qualité des établissements et donc des informations peu pertinentes pour les familles. C'est pourquoi les indicateurs, comme ceux développés par la Depp, tiennent compte du niveau initial des élèves.

Les indicateurs les plus fréquemment utilisés se concentrent sur des effets moyens. Ces moyennes peuvent cependant masquer des disparités : un même effet moyen peut ainsi être mesuré aussi bien pour un lycée qui permet de faire progresser un peu tous ses élèves que pour un lycée qui ferait progresser beaucoup une minorité d'élèves. L'information apportée par l'indicateur

sera plus ou moins pertinente, notamment pour des parents qui utiliseraient ces mesures pour scolariser leurs enfants dans le lycée qui permettrait une meilleure scolarité. Cette étude se propose donc d'enrichir la description de l'effet des lycées en fournissant des indicateurs qui visent à caractériser les lycées en fonction de leur propension à amplifier, ou au contraire réduire, les inégalités de performance à l'examen du baccalauréat par rapport à ce qui est attendu au regard des caractéristiques des élèves¹. La suite de l'article commence par proposer une revue de la large bibliographie sur la mesure des effets lycées, puis détaille l'approche utilisée ici sur les lycées français des voies générales et

1. L'évaluation complète d'un établissement scolaire nécessite des informations sur ces moyens, et dépasse le propos de cet article, qui s'intéresse à la mesure de l'effet d'un établissement dans l'amélioration de la réussite scolaire de ses élèves.

ENCADRÉ 1 – Les indicateurs de valeur ajoutée des lycées (IVAL)

Les IVAL sont diffusés par le service statistique du ministère de l'Éducation, aujourd'hui la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, depuis 1993 (pour une présentation détaillée voir Evain, 2020).

Si la méthodologie de leur construction a évolué au cours du temps, leur objectif est de permettre des comparaisons entre des établissements en tenant compte des différences initiales des élèves qu'ils scolarisent. La « valeur ajoutée » des lycées y est mise en évidence en comparant ce qui est attendu compte tenu des caractéristiques de leurs élèves (notamment en termes de niveau scolaire et d'origine sociale), tel que prédit par un modèle, et les résultats des élèves effectivement observés.

Pour rendre compte de la difficulté d'évaluer par un seul indicateur l'action d'un établissement, plusieurs indicateurs sont proposés. Le premier s'intéresse à la probabilité, pour un élève inscrit, de réussir l'examen du baccalauréat : c'est celui qui s'apparente le plus directement aux palmarès publiés par les médias, mais en tenant compte ici de la composition initiale des établissements.

Cet indicateur sur la réussite au baccalauréat est complété par la probabilité d'obtenir ce diplôme en ayant effectué sa scolarité dans l'établissement depuis la seconde ou depuis la première, le « taux d'accès ». L'analyse des valeurs ajoutées des taux d'accès permet en creux de ne pas survaloriser les établissements dont la politique « d'écrémage » sélectionnerait les meilleurs élèves au fur et à mesure de la scolarité au lycée : ces établissements peuvent afficher de très bons résultats à l'examen final, mais au prix de l'abandon des élèves les moins prometteurs. À l'inverse, une valeur ajoutée élevée pour le taux d'accès traduit la capacité de l'établissement à accompagner ses élèves sur l'ensemble de leur scolarité^(a).

Enfin, depuis 2017, la valeur ajoutée est également calculée pour la probabilité d'obtenir une mention à l'examen. Cela permet de mieux rendre compte des disparités de niveau entre les élèves, au-delà du seul fait d'obtenir le diplôme. En effet, le taux de réussite au baccalauréat est devenu assez peu discriminant compte tenu des niveaux très élevés observés, notamment dans les filières générales et technologiques : à la session 2019, le taux de réussite au baccalauréat était ainsi de 91 % en moyenne pour la filière générale, de 88 % pour la filière technologique, et de 82 % pour la filière professionnelle. S'intéresser à la probabilité d'obtenir une mention (soit au moins 12/20 de moyenne à l'examen) permet de distinguer plus finement les établissements entre eux.

En pratique, les valeurs ajoutées sont calculées à partir d'une modélisation logistique de la probabilité de réussite, en utilisant une modélisation à effets aléatoires pour tenir compte des effets lycées (pour des détails, voir Duclos & Murat, 2014 et Evain & Evrard, 2017). Le modèle intègre des variables individuelles des élèves : niveau scolaire, indice de position sociale^(b), âge et sexe^(c). Les corrélations observées entre ces caractéristiques individuelles sont utilisées pour estimer la probabilité de réussite prédite par le modèle, ce qui agrégé au niveau du lycée permet de calculer le taux attendu de réussite. La valeur ajoutée correspond à la différence entre le taux observé et le taux attendu.

(a) Une limite cependant à l'indicateur mesurant le taux d'accès est qu'il ne permet pas de distinguer ce qui peut aussi relever des mobilités volontaires des élèves de pratiques spécifiques des établissements.

(b) L'indice de position sociale est une mesure synthétique continue des dimensions sociales, économiques et culturelles associées à la réussite scolaire, selon la profession et la catégorie sociale (PCS) des parents (Rocher, 2016).

(c) En outre, les moyennes de ces variables sont ajoutées au modèle (voir discussion dans l'encadré 2), ce qui permet de tenir compte du fait que ces estimations des variables individuelles peuvent être biaisées dès lors qu'elles sont corrélées aux caractéristiques inobservées du lycée.

technologiques, à partir des résultats obtenus à la session 2015 du baccalauréat.

1. Mesurer l'efficacité d'un établissement ou d'un enseignant : questions méthodologiques et enjeux d'interprétation

1.1. Des effets de sélection qui rendent difficiles la mesure des effets propres des établissements ou des enseignants

L'une des difficultés majeures pour mesurer la capacité d'un établissement, ou d'un enseignant, à faire progresser ses élèves tient à l'existence d'effets de sélection importants (Felouzis, 2005). Par exemple, un lycée qui sélectionne ses élèves en fonction de leur dossier scolaire au moment de l'entrée en seconde affichera évidemment un taux de réussite au baccalauréat très élevé. Cela ne signifie pas qu'il peut être crédité d'un effort particulier pour faire progresser ses élèves. Cela ne signifie pas non plus que tout élève qui serait scolarisé dans un tel établissement, quel que soit son niveau de départ, sera assuré d'obtenir d'aussi bons résultats. En général, les établissements ne scolarisent pas les mêmes élèves, et à l'intérieur des établissements les élèves n'ont pas face à eux les mêmes enseignants. La réussite apparente de certains peut traduire simplement des différences de niveau initial entre les élèves. Ces mêmes questions se posent s'il s'agit de mesurer des « effets enseignants » (on parle aussi « d'effets maîtres »), c'est-à-dire évaluer dans quelle mesure l'action d'un enseignant a pu apporter plus ou moins aux élèves. Ces questions sont centrales dans les systèmes scolaires qui ont institutionnalisé la rémunération à la performance, comme dans certains États américains. Pour cette raison, une large littérature s'est intéressée à la question notamment de la mesure des effets enseignants (voir notamment Chetty *et al.*, 2014). Si les déterminants sous-jacents des effets enseignants ou établissements sont bien évidemment différents, les deux soulèvent des questions méthodologiques identiques sur le plan statistique.

Pour comparer deux enseignants, ou deux lycées, il faudrait dans l'idéal pouvoir comparer leur capacité à faire progresser les mêmes types d'élèves. Mesurer l'effet spécifique pour un établissement demanderait en théorie de pouvoir affecter aléatoirement des élèves de profil identique dans les lycées et les classes, un exercice dont la faisabilité, pour des raisons pratiques voire éthiques, est très limitée. La plupart des modèles développés pour mesurer des effets établissements visent à réduire les biais liés aux

effets de compositions différenciées des établissements ou des classes en contrôlant le niveau initial des élèves. Deux grands types de modèles ont été développés dans ce cadre : les modèles de valeur ajoutée et les modèles de *Student Growth Percentile* (« percentile de progrès des élèves »).

1.1.1. Deux modèles statistiques : les modèles de valeur ajoutée et les modèles de Student Growth Percentile

Dans leur forme la plus simple, les modèles de valeur ajoutée supposent que la variable d'intérêt (par exemple, les notes moyennes à l'examen du baccalauréat) dépend pour chaque élève de ses résultats antérieurs, d'un certain nombre de caractéristiques observables comme son niveau initial ou son milieu d'origine, et d'un effet propre à l'établissement. Ce dernier est capté en introduisant dans la modélisation une indicatrice commune à l'ensemble des élèves de l'établissement. Ce type de modèle est utilisé par exemple par la Depp pour mesurer la valeur ajoutée des lycées pour un ensemble d'indicateurs, dont notamment la probabilité de réussite au baccalauréat ou celle d'obtenir une mention, ainsi que la probabilité de réussir au baccalauréat en ayant effectué toute sa scolarité dans l'établissement (voir encadré 1).

Les modèles de *Student Growth Percentile* (SGP ensuite) ont été notamment développés aux États-Unis par l'État du Colorado (Betebenner, 2007) suivi par 18 autres États américains, tandis que les modèles de valeur ajoutée sont utilisés dans 15 États, le pionnier étant le Tennessee (voir Kurtz, 2018 pour une revue). Ces modèles ont l'intérêt, pour un usage opérationnel, d'être assez simples à interpréter. Leur principe repose sur la question suivante : comment un élève a-t-il réussi par rapport à des élèves qui avaient des résultats équivalents sur les tests antérieurs ? Les élèves sont « classés » selon leurs résultats à des tests, le rang dans ce classement étant représenté par le percentile dans la distribution des notes. Par exemple, si un élève fait mieux à un test de fin d'année que 80 % des élèves qui avaient un niveau proche du sien en début d'année, on attribuera au lycée un effet positif de 80 pour cet élève. L'efficacité de l'établissement (ou de l'enseignant) correspondra alors à la moyenne (ou la médiane) de ces effets mesurés pour l'ensemble des élèves de l'établissement (ou de l'enseignant). En pratique, ces estimations sont effectuées à partir de régressions quantiles, qui permettent de modéliser la distribution des notes à un test conditionnellement aux résultats aux tests précédents (voir encadré 2).

1.1.2. Limites statistiques des deux modèles

La mesure des effets établissements ou des effets enseignants a fait l'objet d'une intense recherche méthodologique. Cet intérêt s'explique par le fort enjeu que peuvent avoir ces indicateurs. Alors que la qualité perçue des établissements peut être un facteur important du choix d'un lycée par les parents, la publication de palmarès peut contribuer à amplifier les écarts initiaux – notamment parce que les parents les plus informés ou ayant les moyens de choisir l'établissement où scolariser leur enfant ont souvent un capital scolaire plus élevé. De manière plus radicale, ces méthodes sont parfois utilisées, comme au Royaume-Uni ou dans certains États américains, pour mesurer l'efficacité des établissements ou des enseignants avec des conséquences qui peuvent être importantes : incitations financières à la performance pour les enseignants, voire fermeture d'écoles – ou licenciement d'enseignants – dont l'efficacité est évaluée comme insuffisante². Compte tenu du fort enjeu pour les acteurs concernés, disposer d'instruments valides et pertinents est crucial³. Cependant, les outils disponibles sont l'objet de critiques de plusieurs ordres.

En premier lieu, la plupart des contributions soulignent la difficulté de ces modèles à dépasser les limites liées notamment à l'absence de randomisation (pour une synthèse voir par exemple Everson, 2016). En particulier, la mesure des effets enseignants ou des effets établissements s'avère très sensible aux variables utilisées pour contrôler les effets de composition. Ne pas tenir compte dans les modèles de certaines des caractéristiques des élèves qui peuvent influencer sur leur progression scolaire, comme leur origine sociale, réduit fortement la capacité de ces modèles à discriminer entre le fait d'avoir une pédagogie efficace et celui d'enseigner devant des élèves issus de milieux plus favorables à la réussite scolaire. Les modèles de SGP, tels qu'ils sont couramment utilisés, ne tiennent pas compte de ces dimensions et sont donc particulièrement sujets à cette critique (Guarino *et al.*, 2015a). Les différentes comparaisons suggèrent que ces indicateurs ont tendance à pénaliser les enseignants face à des élèves issus de milieu social défavorisé ou avec des besoins particuliers, par rapport à des modèles de valeur ajoutée qui tiennent compte de ces dimensions (Walsh & Isenberg, 2015). Dans la mesure où toutes les informations qui seraient nécessaires ne sont pas toujours disponibles, cette question se pose également pour les modèles de valeur ajoutée. Le type de variables utilisées pour contrôler les effets de composition dans cette catégorie de

modèle peut également affecter les conclusions que l'on en tire (Ehlert *et al.*, 2014 ; Sass *et al.*, 2014), tout comme la spécification statistique retenue (Guarino *et al.*, 2015b ; Soland, 2016). Par ailleurs, comme discuté en introduction, une partie des effets de composition sur la réussite passe par les interactions entre les élèves, particulièrement complexes à mesurer (pour une mesure sur les lycées français, voir par exemple Boutchenik & Maillard, 2019), et dont l'effet propre est en général impossible à distinguer de l'effet de l'établissement.

Plus généralement, certains auteurs sont très sceptiques sur la possibilité de réduire les biais de sélection, liés notamment au fait que les caractéristiques des élèves et celles des enseignants qu'ils ont en face d'eux ne sont pas indépendantes (Rothstein, 2010 ; Sass *et al.*, 2014), même si d'autres sont plus confiants sur la possibilité de s'appuyer par exemple sur la mobilité des enseignants entre établissements et entre classes pour évaluer ces effets (Chetty *et al.*, 2014 ; Koedel *et al.*, 2015). Par ailleurs, les effets mesurés par ces modèles peuvent être très imprécis, notamment parce qu'ils sont estimés sur des petits nombres d'observations. Une étude récente observe par exemple qu'il est possible de mettre en évidence à partir de ces modèles des pseudo-effets des enseignants sur... la taille de leurs élèves, pourtant une caractéristique qui n'est pas susceptible d'être modifiée par les pratiques pédagogiques (Bitler *et al.*, 2019). Les auteurs montrent que ce résultat paradoxal s'explique par la faible taille des échantillons sur lesquels sont menées les estimations, qui conduit à attribuer à tort à l'enseignant ce qui n'est qu'un bruit statistique. Si cet effet disparaît lorsque l'on utilise des observations obtenues sur plusieurs années, cette solution n'est pas toujours retenue pour évaluer par exemple la valeur ajoutée des enseignants.

1.2. Retour à la question : peut-on mesurer ce qu'est un bon lycée ?

Au-delà de ces questions méthodologiques, l'utilisation de ce type d'instruments dans

2. Ainsi, la loi No Child Left Behind mentionnée en introduction, qui imposait que toutes les écoles publiques devaient montrer des « progrès annuels adéquats » dans la performance de leurs élèves, telle que mesurée par des tests annuels, avec un ensemble de sanctions et d'incitations en cas d'échec à remplir les objectifs. L'échec répété à remplir ces objectifs pendant six années consécutives prévoyait un plan de restructuration complète de l'établissement, qui pouvait inclure sa fermeture, le licenciement de l'ensemble de l'équipe ou sa transformation en charter school (pour une discussion en français voir par exemple Gamoran, 2012). Cette loi a été abrogée en 2015.

3. Pour une critique de ces pratiques, notamment étant donné les limites inhérentes à l'exercice de mesure sous-jacent, voir par exemple Jacob (2005).

l'évaluation des enseignants a aussi été critiquée pour le fait qu'elle tend à se focaliser sur ce qu'on sait le mieux mesurer (la réussite des élèves à des tests scolaires) au détriment de compétences plus fondamentales, comme la capacité des enseignants à développer chez leurs élèves la confiance en soi, l'envie d'apprendre ou l'esprit critique, dimensions qui ne se recoupent que partiellement avec les compétences cognitives. Par exemple, une étude américaine utilise l'affectation aléatoire d'élèves dans des classes dans le cadre d'une expérience randomisée pour comparer les effets enseignants sur les résultats à des tests standardisés à ceux obtenus à des questions ouvertes, ou sur l'effort et la motivation des élèves, et montre une très faible corrélation entre ces différentes dimensions (Kraft, 2019). Une autre étude montre également que les effets des enseignants sur la réussite de leurs élèves à des tests sont peu corrélés avec leurs effets sur le comportement de ces derniers (comme l'absentéisme ou le redoublement), alors même que ces dimensions sont plus prédictives de la réussite future des élèves (Jackson, 2018).

Par ailleurs, dès lors que les évaluations revêtent un fort enjeu – c'est en particulier le cas de dispositifs financiers (prime aux résultats) pour les enseignants, ou simplement de la réputation d'un établissement qui est importante pour la qualité des élèves qu'il scolarisera dans le futur – elles peuvent induire des comportements stratégiques des personnes concernées avec de possibles effets contraires à ceux escomptés (pour une contribution récente, voir Fryer, 2013 et pour une revue, Jacob, 2005). En particulier, les tentatives de manipuler les indicateurs sont fréquentes. Cela peut consister à consacrer un temps disproportionné de l'enseignement à préparer les élèves aux tests (phénomène de *teaching to the test*, voir Wall, 2000). Les modèles de SGP sont *a priori* moins susceptibles d'induire ces phénomènes de bachotage (Barlevy & Neal, 2002), parce que la mesure des effets établissements ou des effets enseignants s'appuie sur une métrique relative (la progression des élèves par rapport à ceux de même niveau initial), tandis que les modèles de valeur ajoutée demandent, pour permettre des comparaisons fiables et justes dans le temps, d'utiliser des tests standardisés dont le format et le contenu varient peu. Néanmoins, la sensibilité de ces deux modèles aux caractéristiques des élèves autres que leur niveau initial peut conduire les établissements ou les enseignants qui sont évalués à cette aune à minimiser les risques. Les établissements peuvent par exemple sélectionner les élèves les plus prometteurs, ou exclure en

cours de scolarité ceux qui n'obtiennent pas des résultats suffisants. Les enseignants, lorsqu'ils peuvent choisir leur affectation, ont tendance à éviter les établissements concentrant les élèves les plus en difficulté (Walsh & Isenberg, 2015), ce qui signifie que ce sont souvent les enseignants qui n'ont pas le choix (souvent les moins qualifiés ou les moins expérimentés) qui se trouvent devant les élèves dont les besoins sont les plus grands.

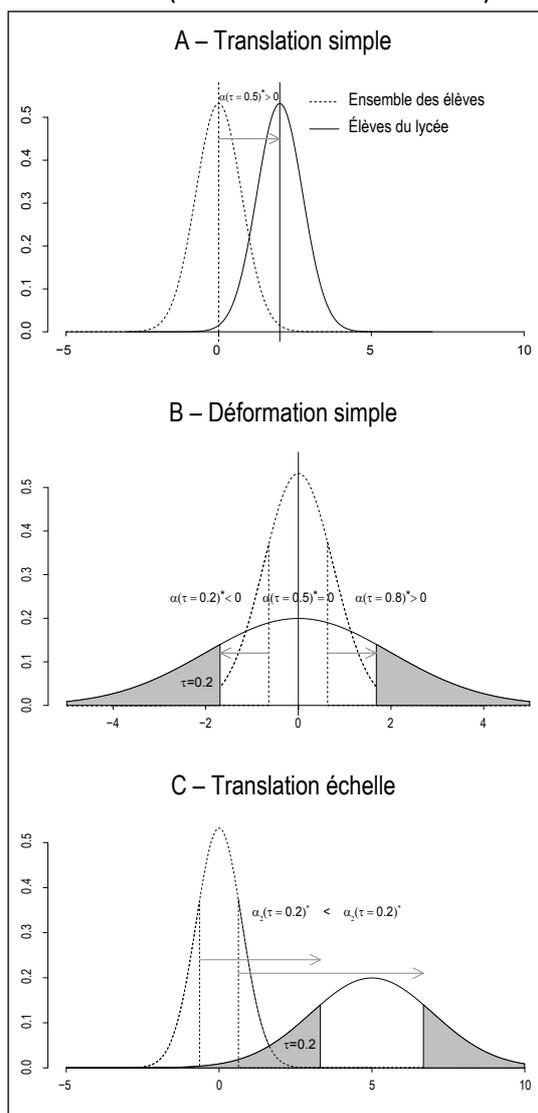
2. Mesurer la dispersion au-delà de la moyenne

Même lorsque l'on se limite aux indicateurs de performance scolaire, la qualité des établissements peut être questionnée au-delà des effets moyens qui sont mesurés classiquement. Une apparente similitude entre deux effets moyens peut masquer des réalités très différentes : un même effet moyen positif peut résulter de l'action soit d'un établissement dans lequel tous les élèves progressent, soit d'un établissement dans lequel seule une minorité d'élèves réussissent très bien tandis que d'autres au contraire ont des résultats bien plus faibles qu'attendus au regard de leurs caractéristiques.

Cette étude se propose donc d'enrichir la description qui peut être faite par les mesures classiques de l'effet des lycées en fournissant des indicateurs au-delà de la moyenne. L'objectif ici est de mesurer les effets lycée non seulement sur la moyenne de la distribution des notes, mais aussi d'évaluer dans quelle mesure un lycée tend, par rapport à des lycées identiques qui lui sont proches en termes de caractéristiques des élèves accueillis, à avoir des résultats au baccalauréat plus dispersés ou à l'inverse plus homogènes. L'intuition est illustrée par la figure I, à partir d'un exemple fictif représentant les densités théoriques des notes, telles qu'attendues en fonction des caractéristiques des élèves et en tenant compte de l'effet du lycée, dans trois cas distincts. Le premier (figure I-A) correspond à une situation où l'effet du lycée est le même pour l'ensemble des élèves : par rapport à la distribution des notes attendue, la distribution des notes observée dans ce lycée est simplement déplacée vers la droite si cet effet est positif, ou vers la gauche lorsqu'il est négatif, mais sa forme est la même. Le deuxième cas (figure I-B) représente à l'inverse une situation où le lycée a un effet très différent selon les élèves : les élèves les plus faibles y ont un niveau plus bas que celui auquel on s'attend, tandis que les meilleurs élèves obtiennent à l'inverse des notes meilleures qu'attendues. Dans ce cas fictif, l'effet est totalement symétrique et il n'y a donc

pas d'effet sur la moyenne des notes (l'effet moyen estimé sera nul), mais la dispersion des notes observée est beaucoup plus large. Enfin, le troisième cas (figure I-C) combine les deux précédents : l'effet du lycée est à la fois positif en moyenne et il a aussi tendance à augmenter la dispersion des notes.

Figure I – Illustration des effets d'un lycée sur la dispersion et la moyenne de la distribution des notes (modèle de translation échelle)



L'intention est ici de modéliser les effets du lycée à plusieurs niveaux de la distribution des notes dans le lycée. Pour cela, on utilise une technique statistique, celle des régressions quantiles, détaillée dans l'encadré 2. Cette modélisation permet d'aller plus loin que ce cas fictif, qui suppose que les effets sont forcément symétriques (une plus grande réussite en haut de la distribution se « paye » par une moindre réussite en bas de la distribution) : on

modélisera en effet séparément le haut et le bas de la distribution des notes dans le lycée sans supposer que les effets sont symétriques. La comparaison des effets en haut et en bas de la distribution permet aussi d'estimer dans quelle mesure certains établissements peuvent amplifier ou au contraire réduire la dispersion des notes de leurs élèves par rapport à ce qui est attendu étant donné leurs caractéristiques. Il s'agit donc d'observer si certains lycées peuvent obtenir des résultats plus homogènes, ou à l'inverse plus inégaux, que des lycées dans lesquels les caractéristiques initiales des élèves (y compris en termes de niveau scolaire à la fin du collège) sont proches.

La méthode statistique utilisée ici s'apparente donc à une hybridation des modèles de SGP et des modèles de valeur ajoutée. Comme les premiers, elle repose sur la modélisation des effets lycée sur la distribution des notes, à partir de régressions quantiles mais, comme les seconds, en tenant compte de l'ensemble des caractéristiques observables des élèves, notamment leur niveau initial et leur origine sociale, pour essayer de réduire, autant que faire se peut, les effets de sélection.

Pour estimer les effets spécifiques à chaque lycée, au-delà des effets liés à la composition initiale, des indicatrices sont introduites dans le modèle pour chaque lycée, avec une condition de normalisation. Cette modélisation, appelée classiquement dans la littérature économétrique « à effets fixes », a l'avantage de demander très peu d'hypothèses, d'une part sur la distribution de ces effets fixes (ils peuvent être très différents d'un lycée à un autre, sans spécifier une forme particulière sur ces différences), et d'autre part sur les liens éventuels de ces effets lycées et des caractéristiques des élèves dont on souhaite mesurer l'effet. Plus précisément, il est possible d'estimer sans biais les effets des caractéristiques des élèves sur les résultats au baccalauréat, même si la répartition des élèves dans les lycées dépend à la fois de ces caractéristiques (par exemple, leur niveau scolaire) et des caractéristiques inobservées des lycées. Un risque de ce type de modèle est que les effets peuvent être mal estimés lorsque le nombre d'élèves par établissements est faible⁴ : c'est

4. Ce problème est particulièrement crucial lorsqu'on modélise des variables non continues (par exemple si la variable d'intérêt est la réussite au baccalauréat plutôt que la note moyenne au baccalauréat), car la mauvaise approximation des effets fixes « contamaine » l'estimation des coefficients correspondant aux caractéristiques individuelles des élèves.

la raison pour laquelle on se restreint ici aux lycées avec un nombre « suffisant » d'élèves (au moins 65 pour la filière générale et 25 pour la filière technologique, ces seuils ayant été choisis en arbitrant pour ne pas trop restreindre l'échantillon – et donc sa représentativité – tout en réduisant le risque d'obtenir des estimateurs biaisés).

Notons que les effets fixes lycées captent toutes les caractéristiques des lycées ; il n'est donc pas possible d'estimer de manière isolée l'effet de telle ou telle caractéristique (par exemple, l'ancienneté des enseignants, ou le niveau moyen des autres élèves). De plus, l'effet de ces variables est en général très difficile à estimer dès lors que des effets de sélection existent (par exemple, si les enseignants les plus

expérimentés sont plus souvent affectés dans les lycées avec les élèves les plus favorisés, ou si les élèves ont tendance à se regrouper par niveau). Les modèles dits « à effets aléatoires », qui consistent à utiliser une distribution spécifique (généralement la loi normale) pour modéliser les effets propres des établissements, permettent d'estimer en même temps des coefficients pour les variables au niveau des lycées et des effets pour chaque lycée (c'est par exemple cette modélisation qui est retenue par Page *et al.*, 2017). Cependant, lorsqu'il y a un lien entre les caractéristiques des élèves et les effets des lycées, les coefficients estimés sont susceptibles d'être biaisés (pour une discussion générale sur ces types de modèle dans le cadre des données utilisées ici, voir par exemple

ENCADRÉ 2 – La régression quantile et la mesure des effets lycées

La régression quantile est une méthode statistique de régression linéaire permettant de décrire comment une variable d'intérêt varie en fonction de covariables (pour une présentation détaillée, voir par exemple D'Haultfoeuille & Givord, 2014). Alors que la régression linéaire classique modélise comment la moyenne de la variable d'intérêt varie en fonction de variables observables, la régression quantile consiste à modéliser le quantile de cette variable conditionnel à ces observables, ces deux méthodes reposant sur une approximation linéaire. Pour le quantile $q_\tau(X)$ d'ordre τ (compris entre 0 et 1) de la distribution de la variable d'intérêt Y conditionnelle aux covariables X , on suppose donc :

$$q_\tau(X) = X\beta_\tau$$

où β_τ est le coefficient à estimer.

Il est donc possible, à partir de plusieurs régressions quantiles, d'enrichir la description de la manière dont une variable dépend d'une autre, en modélisant l'effet des covariables pour plusieurs percentiles – comme par exemple le premier décile, la médiane et le dernier décile.

En pratique, il a été montré que ce coefficient peut être obtenu sans biais par le programme linéaire :

$$\beta_\tau = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} E(\rho_\tau(Y - X\beta_\tau))$$

où la fonction $\rho_\tau(\cdot)$ est une fonction test définie par $\rho_\tau(u) = (\tau - \mathbb{1}_{u < 0})u$.

Le coefficient β_τ pour une variable X_j correspond à la manière dont le quantile d'ordre τ de la variable d'intérêt varie en fonction d'une variation de la variable X_j . Si X_j est une variable continue, le coefficient β_τ s'interprète comme la manière dont varie le quantile en fonction d'une variation marginale de X_j .

Parfois, une approximation linéaire peut être une forme trop simplifiée de la relation réelle entre la variable d'intérêt et les variables observables en fonction des données et, comme pour une relation linéaire, il est possible d'utiliser une forme plus complexe, soit par une transformation (par exemple, le logarithme de la variable considérée), soit par une forme polynomiale dans la variable X_j . Ici, pour approcher la relation entre les notes au baccalauréat et le niveau obtenu au brevet des collèges, il est apparu plus adapté aux données d'utiliser une forme quadratique. En pratique, cela signifie que pour interpréter l'effet de la note au brevet sur la distribution des notes au baccalauréat, il faut tenir compte des deux coefficients correspondant respectivement au niveau de la note moyenne au baccalauréat β_{β_τ} et à son carré $\beta_{\beta_\tau^2}$. Par exemple, pour $\tau = 0.80$, le dernier quintile pour les élèves qui ont eu la note N au brevet (le niveau obtenu au plus par 20 % des élèves avec ce niveau initial) est inférieur de $\beta_{\beta_\tau} + \beta_{\beta_\tau^2} * (2N + 1)$ au quintile de la distribution des notes au baccalauréat pour les élèves ayant obtenu une note de $N+1$ au brevet. Ici, ces deux coefficients sont positifs pour les trois quantiles observés. Cela rend compte de l'intuition qu'une note élevée au brevet est un prédicteur de bons résultats au baccalauréat, mais signifie également que les très bons élèves au brevet peuvent encore plus marquer la différence au baccalauréat.

Il est également possible de comparer les effets d'une même variable sur les différents quantiles. Le fait qu'une variable X ait un effet plus fort sur un quantile faible que sur un quantile élevé de la distribution des notes peut s'interpréter en termes de dispersion des notes au baccalauréat. Par exemple, le fait que le coefficient de l'indicatrice qui indique qu'un élève est une fille est plus élevé pour le premier quintile que pour le dernier quintile signifie que les filles réussissent mieux, mais avec des notes moins dispersées que les garçons.

C'est ce type de comparaison qui est utilisée pour interpréter les effets lycées.

Givord & Guillerm, 2016)⁵. C'est pour cette raison qu'on préfère ici utiliser une modélisation à effets fixes.

Les régressions quantiles sont utilisées pour estimer des effets fixes des lycées sur le niveau des élèves les plus faibles (les 20 % d'élèves dont la note est inférieure à la valeur du premier quintile de la distribution des notes dans le lycée) et sur le niveau des élèves les plus forts (les 20 % d'élèves dont la note est supérieure à la valeur du dernier quintile de la distribution des notes dans le lycée), en tenant compte de la composition notamment en termes de niveau scolaire initial et de milieu social des élèves.

3. Une application à partir des résultats du baccalauréat 2015

3.1. Les données

Nous nous appuyons sur la base de données exhaustive des résultats à l'examen national du baccalauréat de la session 2015. Cette base fournit l'ensemble des notes obtenues aux différentes épreuves, mais on utilise ici la moyenne des notes des différentes matières (pondérées par leurs coefficients dans la série choisie) obtenue à la première session de l'examen⁶. Ces résultats sont complétés par le système d'information des Fichiers anonymisés pour les études et la recherche (Faere) produits et mis à disposition par la Depp. Cette base de données, constituée à des fins d'études à partir des fichiers administratifs de suivi scolaire des élèves, contient des informations individuelles telles que le sexe de l'élève, la catégorie socioprofessionnelle des parents et l'âge, ainsi que les établissements scolaires fréquentés. Elle contient également les résultats individuels à l'examen national du brevet (DNB), qui sont un indicateur du niveau scolaire de l'élève au moment de l'entrée au lycée.

Le tableau 1 permet d'illustrer les forts effets de composition dont la modélisation vise à tenir compte. Il présente des caractéristiques moyennes des établissements, estimées sur trois groupes distincts d'établissements définis en fonction des résultats obtenus en moyenne par leurs élèves au baccalauréat. Ils distinguent les 20 % des lycées dont les résultats à l'examen sont les plus faibles (soit 352 lycées généraux et 310 lycées technologiques), les 20 % des lycées dont les résultats sont les plus élevés, le troisième groupe étant constitué des lycées entre ces deux groupes extrêmes (soit 1 055 lycées généraux et 929 lycées technologiques). Ce classement porte sur les notes moyennes observées par

établissement : ainsi, alors que la note moyenne sur l'ensemble des lycées généraux est de 12.2/20, elle n'est que de 10.5 pour le groupe des lycées avec les résultats les plus faibles, de 12.2 pour le groupe moyen, et de 13.8 pour les lycées du dernier groupe. Le premier constat est que, en moyenne, les lycées reproduisent en très grande partie le niveau de leurs élèves à la sortie du collège, notamment dans la filière générale. Le niveau moyen au DNB des lycéens passant le baccalauréat technologique était en moyenne plus faible, mais on retrouve également ce gradient dans l'autre sens : les lycées qui affichent les meilleurs résultats au baccalauréat sont aussi ceux qui scolarisent plus souvent les élèves qui étaient les meilleurs à la sortie du collège. Ces différences de performance peuvent être aussi reliées au niveau socio-économique des élèves, qui est l'un des déterminants les plus importants de la réussite scolaire, et dont on retrouve la hiérarchie ici. En outre, les 20 % des lycées dont les élèves ont obtenu en moyenne les résultats les plus élevés au baccalauréat scolarisent également des élèves aux profils scolaire et social plus homogènes, comme le montrent les variances de l'indice de position sociale des parents et des notes, plus faibles dans ce groupe que dans les deux autres groupes. Cela signifie notamment que ces lycées scolarisent moins souvent des élèves en difficulté, ce qui s'observe d'ailleurs dans la proportion d'élèves ayant redoublé au moins une année dans leur scolarité (dénommés redoublants dans le tableau 1 et par la suite). Dans la filière générale, les meilleurs lycées ne scolarisent que 3 % d'élèves redoublants, contre 11 % dans les lycées ayant les performances les plus faibles.

L'estimation des effets fixes par lycée permet d'évaluer les effets propres aux établissements

5. Il est possible d'obtenir des coefficients non biaisés de l'effet des caractéristiques individuelles des élèves, à condition d'ajouter les moyennes de ces caractéristiques, agrégées par lycée, dans le modèle (on parle de « correction de Mundlacker »). Cependant, cette correction ne permet pas de corriger les biais éventuels sur les variables estimées au niveau des lycées. Ainsi, ajouter la moyenne du niveau de l'ensemble des élèves d'un lycée sur la note individuelle d'un élève permet d'estimer sans biais l'effet du niveau individuel sur la réussite, mais le coefficient obtenu pour la moyenne ne peut pas être interprété de manière causale comme l'effet du niveau de ces pairs sur le niveau d'un élève (voir Castellano et al., 2014).

6. Les notes à la première session de l'examen correspondent aux notes après sessions d'harmonisation sur la notation, mais avant les épreuves de rattrapage. Ces épreuves sont proposées aux élèves ayant obtenu une note moyenne comprise entre 8 et 10, pour leur offrir la possibilité de repasser un oral pour certaines épreuves et obtenir in fine une moyenne supérieure à 10 nécessaire pour l'obtention du diplôme. Pour cette raison, la distribution des notes après la deuxième session est très irrégulière (Givord & Suarez-Castillo, 2019), avec un point d'accumulation important juste au-dessus de 10/20 (c'est également le cas dans une moindre mesure de la distribution des notes à la première session de l'examen) et un déficit de masse entre 8 et 10. De plus, retenir la note à la deuxième session revient à comparer les résultats des élèves sur deux échelles significativement distinctes, puisque les notes portent alors sur des épreuves qui ne sont pas identiques entre les élèves.

Tableau 1 – Caractéristiques initiales des lycées, par groupes de performance moyenne au baccalauréat

	Filière générale				Filière technologique			
	Total	20 % les plus faibles	Groupe médian]20,80[20 % les plus élevés	Total	20 % les plus faibles	Groupe médian]20,80[20 % les plus élevés
Nombres de lycées	1 759	352	1 055	352	1 549	310	929	310
Moyenne des notes au baccalauréat (1 ^{re} session)	12.3	10.9	12.2	13.7	11.6	10.5	11.6	12.7
Moyenne des notes au brevet	12.3	11.2	12.3	13.3	9.7	8.9	9.8	10.5
Moyenne de l'indice de position sociale ^(a)	120.7	107.9	120.6	133.6	105.3	95.9	105.5	114.0
Variance des notes au baccalauréat (1 ^{re} session)	6.4	6.6	6.6	5.6	4.4	5.4	4.3	3.8
Variance des notes au brevet	4.3	4.7	4.4	3.6	3.1	3.4	3.1	3.0
Variance de l'indice de position sociale	1 048.7	1 144.6	1 085.6	842.1	975.0	975.1	981.1	956.5
Part d'élèves redoublants (%)	6	11	5	3	18	24	17	14
Part de lycées privés (%)	26	3	19	70	20	6	16	45

^(a) Voir encadré 1.

Note : les lycées sont groupés par filière (générale et technologique) selon la moyenne des notes de leurs élèves à la première série du baccalauréat.

Source : MENJ-Depp, Fichiers anonymisés pour les études et la recherche (Faere).

sur la réussite des élèves qu'ils scolarisent, au-delà des effets de composition. Ces estimations sont effectuées séparément pour les filières générales et technologiques. Afin de réduire la variance des estimateurs obtenus, l'échantillon est restreint aux établissements scolarisant en 2015 au moins 65 élèves dans les filières générales et 25 élèves dans les filières technologiques. Le choix de ces seuils permet de conserver 95 % des élèves dans les deux filières et résulte d'un compromis. D'un côté, il s'agit de conserver suffisamment d'élèves par lycée pour que des élèves qui pourraient avoir des profils très atypiques n'aient pas un poids trop élevé dans l'estimation des effets lycées. De l'autre, il s'agit de conserver un échantillon total d'élèves suffisamment grand pour ne pas réduire la généralisation des résultats, ce qui pourrait être le cas par exemple si les élèves scolarisés dans des lycées de grande taille ont des profils différents de ceux qui sont scolarisés dans des lycées de plus petite taille. On trouvera des détails sur la manière dont ces notes sont utilisées dans Givord & Suarez Castillo (2019). Les résultats individuels au baccalauréat sont régressés sur les caractéristiques individuelles observables des élèves : fait d'être une fille ou un garçon, origine sociale⁷, fait d'avoir redoublé au cours de sa scolarité et résultats aux examens terminaux du brevet (avec une spécification quadratique), ainsi que sur un effet fixe pour tous les élèves d'un même lycée. L'effet de ces variables est estimé à trois niveaux de la distribution des notes au baccalauréat : premier et dernier quintiles et médiane. Les estimations

portent sur les lycées généraux et technologiques, en séparant les deux filières. Des effets spécifiques à chaque série (trois dans la voie générale, huit dans la voie technologique) sont également ajoutés. Ils permettent de tenir compte du fait que les pratiques de notation diffèrent entre les différentes disciplines, dont le poids varie d'une série à l'autre.

3.2. La note au brevet est la variable la plus corrélée aux résultats au baccalauréat

Les corrélations entre les variables estimées et les autres variables sont conformes aux résultats obtenus classiquement (tableau 2). Comme déjà souligné par Evain & Evrard (2017) sur des données similaires, la moyenne des notes au baccalauréat apparaît très corrélée à celle des notes au brevet. Ici, les estimations suggèrent que cette dépendance s'observe à tous les niveaux de la distribution, et aussi que cette dépendance est non linéaire : le terme quadratique est positif pour les trois déciles étudiés (cf. encadré 2). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les très bons élèves à la fin du collège ont, très majoritairement, de très bons résultats tandis que les élèves qui ont des résultats plus faibles au brevet peuvent avoir des résultats plus variables.

Concernant l'impact du redoublement, la distribution conditionnelle des résultats au baccalauréat des élèves ayant redoublé est nettement inférieure à celle des non redoublants,

7. Telle que capturée par l'Indice de position sociale de la Depp (cf. encadré 1).

Tableau 2 – Impact des variables explicatives sur la distribution de notes moyennes au baccalauréat (avec effets fixes lycées)

	Q20		Q50		Q80	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Filière générale (N=318 222)						
Note moyenne au brevet (niveau)	0.593***	(0.002)	0.632***	(0.002)	0.646***	(0.002)
Note moyenne au brevet (carré)	0.107***	(0.001)	0.105***	(0.001)	0.082***	(0.001)
Indice de position sociale	0.079***	(0.002)	0.079***	(0.002)	0.079***	(0.002)
Redoublant (réf. : non redoublant)	-0.271***	(0.008)	-0.245***	(0.007)	-0.193***	(0.008)
Fille (réf. : garçon)	0.08***	(0.004)	0.052***	(0.003)	0.032***	(0.004)
Série L (réf. : ES)	0.074***	(0.005)	0.086***	(0.005)	0.088***	(0.006)
Série S	-0.194***	(0.004)	-0.172***	(0.004)	-0.147***	(0.004)
Filière technologique^a (N=122 286)						
Note moyenne au brevet (niveau)	0.358***	(0.004)	0.392***	(0.003)	0.408***	(0.004)
Note moyenne au brevet (carré)	0.018***	(0.002)	0.025***	(0.002)	0.034***	(0.002)
Indice de position sociale	0.034***	(0.004)	0.027***	(0.003)	0.027***	(0.004)
Redoublant (réf. : non redoublant)	-0.285***	(0.010)	-0.258***	(0.007)	-0.228***	(0.008)
Fille (réf. : garçon)	0.241***	(0.007)	0.211***	(0.007)	0.189***	(0.008)
ST2S (réf. : STMG)	-0.155***	(0.011)	-0.168***	(0.010)	-0.165***	(0.013)
STD2A	0.002	(0.036)	0.012	(0.027)	0.056**	(0.032)
STI2D	0.010	(0.014)	0.067***	(0.010)	0.168***	(0.013)
STL	0.140***	(0.020)	0.207***	(0.015)	0.261***	(0.020)
HOT	-0.360***	(0.054)	-0.397***	(0.040)	-0.456***	(0.049)

^a Les séries de la filière technologique sont celles de 2015, soit : Sciences et technologies du management et de la gestion (STMG), de la santé et du social (ST2S), de laboratoire (STL), de l'industrie et du développement durable (STI2D), du design et des arts appliqués (STD2A), de l'hôtellerie (HOT). Note : effets des variables explicatives sur les résultats au baccalauréat (moyenne de l'ensemble des notes) estimés par régressions quantiles pour le premier quintile (Q20), la médiane (Q50) et le dernier quintile (Q80) ; *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %. Source : MENJ-Depp, fichiers Faere.

l'écart étant plus important dans le bas de la distribution. Les filles obtiennent généralement de meilleurs résultats que les garçons, et moins dispersés, comme l'illustre le fait que l'effet « fille » est plus fort dans le bas que dans le haut de la distribution. À l'inverse des autres variables explicatives étudiées ici, l'origine sociale (captée par l'indice de position sociale des parents) a un effet presque identique aux trois niveaux étudiés de la distribution des notes au baccalauréat. Par ailleurs, il s'agit aussi de la seule variable du modèle dont la corrélation avec les notes au baccalauréat est très nettement diminuée lorsque l'on introduit les effets fixes spécifiques au lycée, comme le suggère la comparaison avec des estimations qui ne comprennent pas ces effets fixes (voir Givord & Suarez Castillo, 2019). Cet effet statistique souligne les fortes différences de recrutement social entre les lycées.

Enfin, on observe de forts écarts dans la distribution des notes entre filières. Ces écarts peuvent s'expliquer par des différences de notation selon les disciplines dominantes des filières, ainsi que par des effets de composition. On observe ainsi que les élèves de la série S obtiennent en moyenne des notes au baccalauréat inférieures à celles obtenues par les élèves des deux autres séries de la filière générale, une fois tenu compte

de leur niveau initial et de leurs autres caractéristiques individuelles⁸.

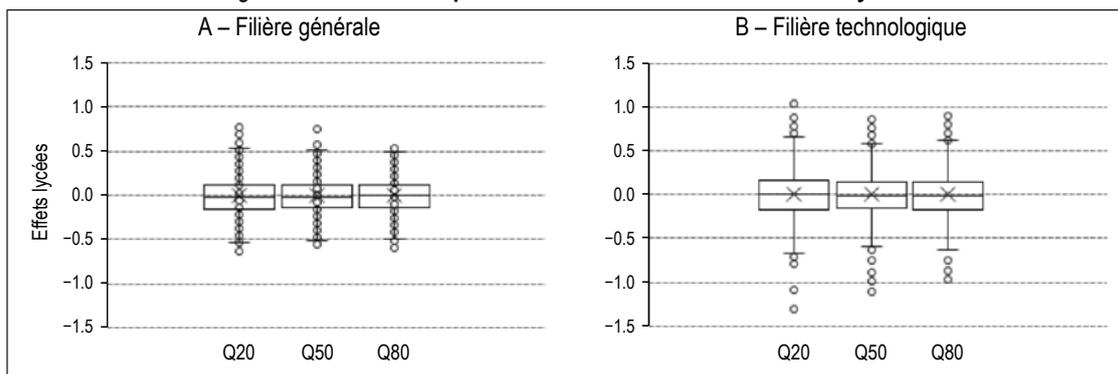
3.3. Des effets établissements très dispersés

Les effets fixes spécifiques aux lycées permettent par ailleurs de capter les effets établissements. Néanmoins, il est nécessaire de poser une contrainte d'identification – dans un modèle linéaire, il n'est pas possible d'estimer séparément la constante et les coefficients pour l'ensemble des lycées. On impose par convention que la moyenne des coefficients des lycées est nulle, ce qui signifie que pour chaque lycée, l'effet fixe estimé correspond à un écart de ce lycée par rapport à la moyenne des effets observés pour l'ensemble des lycées.

La dispersion de ces effets fixes des lycées est un peu plus élevée dans la filière technologique que dans la filière générale (figure II). Cela

8. Ce résultat suggère qu'il pourrait être utile d'interagir chaque variable individuelle par série, pour tenir compte des différences d'épreuves par séries, et introduire des attentes différenciées par séries suivant les caractéristiques des élèves. Ce choix n'a pas été fait ici, dans la mesure où cela augmente beaucoup le nombre de coefficients à estimer, alors même que le nombre d'élèves par série dans chaque lycée peut être faible et qu'il existe donc un risque de « sur-ajustement » des modèles, avec également des conséquences sur l'estimation des effets fixes des lycées. Estimer ce type de modèle serait judicieux en utilisant plusieurs années consécutives (ce qui n'a pas été possible avec les données disponibles pour cette étude).

Figure II – Caractéristiques des distributions des effets fixes lycées



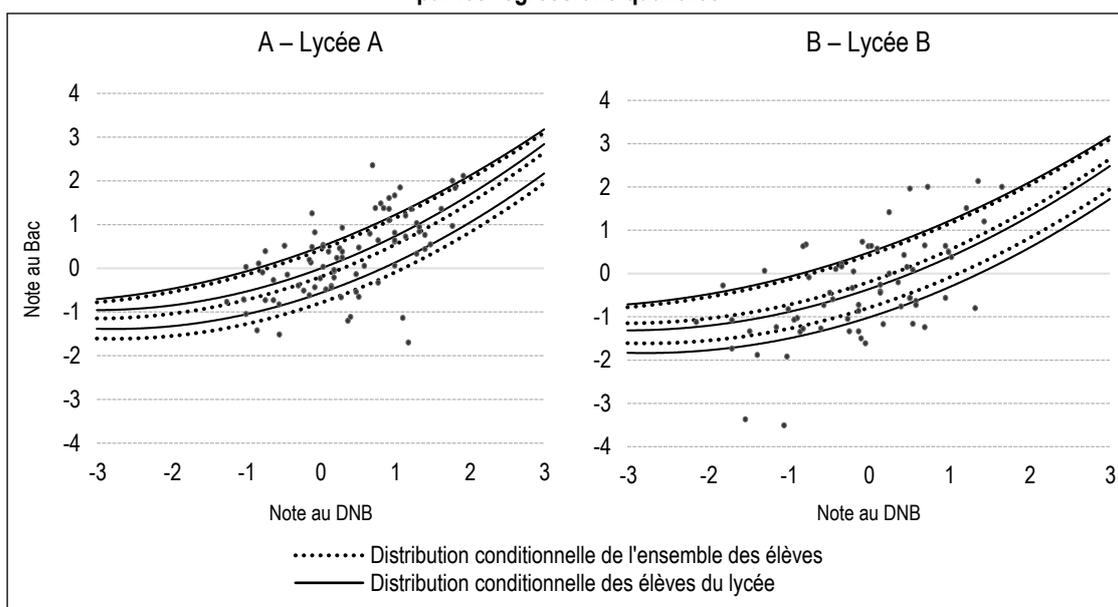
Note : effets fixes lycées obtenus par régressions quantiles pour le premier quintile (Q20), la médiane (Q50) et le dernier quintile (Q80).
Source : MENJ-Depp, fichiers Faere.

s'explique au moins en partie par le fait que pour les lycées technologiques, les effets fixes sont parfois estimés avec moins d'élèves, et donc les estimations sont moins précises. Dans les deux filières, on observe également que la dispersion est légèrement plus élevée pour les effets des lycées dans le bas de la distribution (au niveau du premier quintile) que dans le haut (au niveau du dernier quintile), avec des valeurs extrêmes nettement distinctes de la moyenne.

La figure III illustre le cas de deux lycées. Elle représente, pour chaque établissement, la relation estimée par les régressions quantiles entre les notes moyennes au baccalauréat et les notes

au brevet (chaque observation correspond à un élève) pour les trois quantiles étudiés. Les courbes pleines représentent les estimations tenant compte de l'effet fixe de l'établissement – elles correspondent à une partition des élèves du lycée en fonction du niveau de la distribution auquel on s'intéresse. La courbe la plus basse correspond au premier quintile, elle est donc telle que 20 % des élèves du lycée se trouvent en dessous et 80 % au-dessus. De manière similaire, les deux autres courbes pleines constituent une partition telles que respectivement 50 % (pour la médiane) et 80 % (pour le quintile le plus élevé) des élèves du lycée se trouvent en dessous. Les courbes en pointillés sont les équivalentes

Figure III – Notes au brevet et au baccalauréat dans deux lycées et estimations obtenues et prédites par les régressions quantiles



Note : effets fixes lycées obtenus par régressions quantiles pour le premier quintile (Q20), la médiane (Q50) et le dernier quintile (Q80). Les courbes en pointillés correspondent aux courbes quantiles (respectivement pour Q20, Q50 et Q80) obtenues par les régressions estimées pour l'ensemble des élèves de la filière générale (par exemple 20 % des points de l'échantillon se trouvent en dessous de la courbe Q20 en traits pointillés). Les courbes en plein correspondent aux résultats de ces estimations en ajoutant les effets fixes spécifiques au lycée considéré (par exemple, 20 % des élèves du lycée A sont en dessous de la courbe Q20 en trait plein).
Source : MENJ-Depp, Fichiers Faere.

des précédentes, mais sans tenir compte des effets fixes des lycées – c'est-à-dire qu'elles correspondent aux effets attendus, d'après les corrélations observées dans l'ensemble des élèves ayant passé le baccalauréat dans cette filière.

Dans les deux cas illustrés ici, les meilleurs élèves de chaque lycée étudié ne font pas moins bien que ce qui est attendu (la courbe du quintile le plus élevé se trouve légèrement au-dessus de la courbe pointillée correspondante, les différences n'étant pas significatives comme discuté plus bas). Néanmoins, les résultats des élèves de ces deux lycées sont très différents pour les autres niveaux de la distribution. Dans le lycée A, la médiane comme le quintile le plus bas sont nettement plus élevés, c'est-à-dire que ce lycée parvient à faire réussir au moins 80 % de ses élèves au-delà que ce qui est attendu ; cela signifie que ce lycée obtient des résultats supérieurs à la moyenne, sans sacrifier certains élèves. Au contraire, le lycée B parvient à faire réussir légèrement mieux qu'attendu les 20 % des meilleurs élèves mais les 20 % les plus faibles font nettement moins bien qu'attendu. À l'inverse de l'exemple précédent, ce lycée a non seulement des résultats moins bons au niveau de la médiane, mais il a également tendance à amplifier les écarts de performance, par rapport à ce qui était attendu.

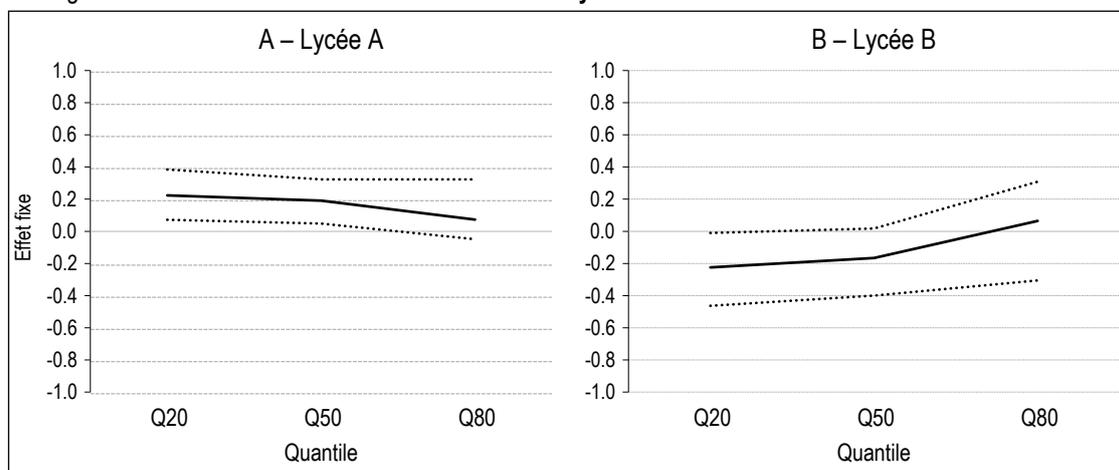
Ces faits stylisés sont synthétisés dans la figure IV, qui représente les effets fixes estimés pour le premier quintile, la médiane et le dernier quintile dans les deux lycées. Pour le lycée A, tous les coefficients sont positifs, même si le coefficient correspondant au dernier quintile n'est pas significatif. Dans le lycée B, seul le

coefficient correspondant au dernier quintile est positif (mais non significatif), tandis que les autres sont négatifs. Les effets sont décroissants dans le lycée A, ce qui signifie aussi que les écarts sont plus réduits qu'attendu dans ce lycée, et ils sont à l'inverse croissants dans le lycée B, ce qui signifie que les écarts y sont plus forts qu'attendu.

Cette analyse peut être faite de manière plus systématique : plus précisément, il est possible, pour chaque lycée, de comparer son effet spécifique tel qu'estimé par le modèle au niveau du dernier et du premier quintile de la distribution des notes conditionnelles. Il est alors possible de tester si la différence est significativement positive, indiquant que ce lycée a tendance à augmenter les inégalités de performance, à composition initiale donnée, ou à l'inverse, si elle est significativement négative, indiquant qu'il tend à réduire les inégalités de performance entre ses élèves. Ces tests doivent néanmoins prendre en compte le fait que l'utilisation répétée de tests statistiques (sur l'ensemble des lycées) peut conduire à accepter trop souvent des écarts significativement non nuls (pour une discussion approfondie, voir Givord & Suarez Castillo, 2019). Si, pour la majorité des lycées, on n'observe pas d'écart statistiquement différent de zéro, 8.2 % des lycées généraux, et 6 % des lycées technologiques ont tendance à augmenter significativement les écarts de performance entre leurs élèves, tandis qu'à l'inverse 8.5 % des lycées généraux, et 7.6 % des lycées technologiques ont tendance à les réduire.

La réduction de la dispersion des résultats des élèves n'est cependant pas un objectif en soi. Elle n'est pas souhaitable si elle doit aboutir

Figure IV – Estimations des effets fixes dans deux lycées à trois niveaux de la distribution des notes



Note : coefficients des effets lycées par des régressions quantiles. Les courbes pointillées correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.
Source : MENJ-Depp, fichiers Faere.

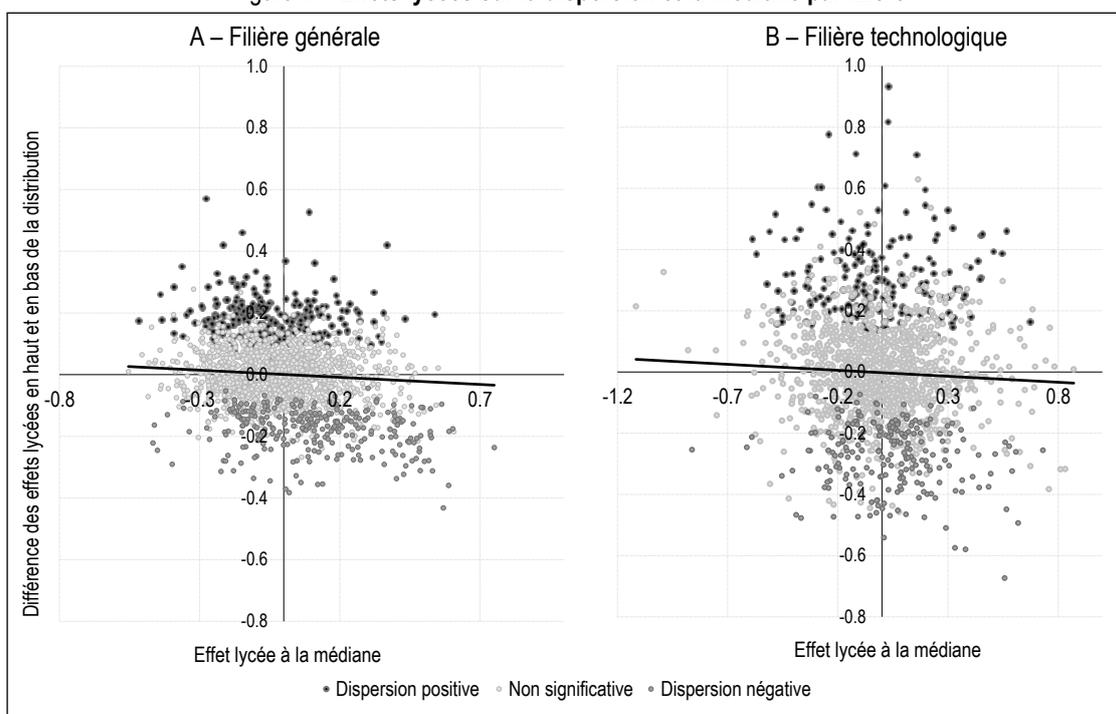
à un nivellement par le bas, c'est-à-dire que les résultats moins inégaux entre les élèves se font au détriment des exigences. Le cas du lycée A illustre qu'il est possible d'observer à la fois une meilleure performance et de moins grandes inégalités. Pour évaluer si ce phénomène s'observe de manière plus générale, il est possible de comparer l'effet propre de chaque lycée au niveau de la médiane (qui correspond à une approximation de sa valeur ajoutée moyenne), avec l'écart entre les effets propres mesurés respectivement au niveau du premier et du dernier quintile, qui correspond à une mesure de l'effet de ce lycée sur la dispersion des notes.

Cette relation est illustrée, séparément pour les deux filières générales et technologiques, dans la figure V. Dans cette figure, chaque point correspond à un lycée. L'abscisse correspond à l'effet lycée estimé au niveau de la médiane : une valeur positive signifie que ce lycée tend à améliorer la performance d'au moins la moitié de ces élèves, tandis qu'à l'inverse une valeur négative signifie qu'il tend à détériorer la performance pour la majorité des élèves. L'ordonnée correspond à l'écart entre les coefficients estimés pour le dernier et le premier quintile. Une valeur positive est associée à des résultats plus dispersés dans ce lycée que ce qui est attendu, ce qui signifie que

ce lycée a tendance à augmenter les inégalités de performance, à composition initiale donnée, et une valeur négative signifie que le lycée tend à réduire les inégalités de performance de ces élèves.

Le premier enseignement de cette représentation est que le lycée A n'est pas un cas isolé. Sur l'ensemble des lycées observés, une augmentation de la performance est négativement corrélée avec l'augmentation des inégalités de performance. De nombreux lycées parviennent ainsi à faire réussir leurs élèves sans sacrifier les plus faibles. La pente est plus forte dans la filière générale que dans la filière technologique, cependant. Par ailleurs, cette relation entre efficacité et égalité est loin d'être déterministe. Si les lycées égalitaires, ceux qui parviennent à réduire les écarts de performance entre leurs élèves, sont plus souvent aussi performants, au sens où ils parviennent à augmenter la performance moyenne, une majorité d'élèves ont une performance moins bonne qu'attendu dans d'autres. De même, si les lycées inégalitaires (dans lesquels la dispersion des résultats entre leurs élèves est plus élevée qu'attendu) sont plus souvent moins performants que la moyenne, certains d'entre eux sont également classés parmi ceux parvenant à augmenter la performance de leurs élèves.

Figure V – Effets lycées sur la dispersion et la médiane par filière



Note : effets fixes obtenus par régressions quantiles aux premier et dernier quintiles et à la médiane.
Lecture : chaque point correspond à un lycée, avec en abscisse l'effet fixe estimé à la médiane, et en ordonnée la différence des effets fixes de ce lycée au dernier et au premier quintile. La droite correspond à une régression de régression linéaire.
Source : MENJ-Depp, fichiers Faere.

* *
*

L'évaluation des établissements scolaires est devenue une question centrale dans le débat public. Comme discuté dans la revue de la littérature, cette question est d'autant plus compliquée que la qualité d'un établissement est forcément multidimensionnelle, et qu'il ne peut être jugé sur un simple indicateur : c'est d'ailleurs pour cette raison que les IVAL produits par la Depp s'intéressent à plusieurs dimensions (la réussite au baccalauréat, mais également les taux de rétention compris comme la capacité des lycées à accompagner leurs élèves sur l'ensemble de leur scolarité). Cet article enrichit encore cette description, en illustrant dans quelle mesure les indicateurs focalisés sur la seule moyenne peuvent refléter aussi bien la capacité d'un établissement à faire progresser l'ensemble de ses élèves qu'une concentration sur certains.

Les résultats obtenus suggèrent que si, pour la majorité des lycées, il n'est pas possible de mettre en évidence statistiquement des effets hétérogènes (les écarts observés sont du même ordre statistique que ceux attendus), à l'inverse environ un sixième d'entre eux ont tendance soit à amplifier, soit à réduire les écarts entre les résultats de leurs élèves. Contrairement à l'opinion parfois exprimée, les lycées « inclusifs », qui parviennent à réduire les écarts de performances de l'ensemble des élèves, ne le font pas en nivelant les résultats de tous vers le bas. Au contraire, ces lycées semblent surreprésentés parmi les établissements qui parviennent à obtenir des résultats supérieurs à ce qui serait attendu au niveau de la médiane. L'interprétation de ces résultats appelle plusieurs remarques.

La première est que les effets lycées sont par nature estimés sur de petits effectifs, et sont donc imprécis. Il est alors difficile d'isoler l'exceptionnel (par exemple quelques élèves très brillants, un accident survenu dans l'établissement qui aurait perturbé la scolarité, etc.) de ce qui relève des fondamentaux du lycée (les projets d'établissements, le climat scolaire, la cohésion de l'équipe enseignante, etc.). Le risque existe de surinterpréter des écarts à la moyenne qui ne correspondraient qu'à des accidents statistiques. Pour vérifier la robustesse des résultats obtenus et réduire la volatilité des estimations, il serait intéressant de comparer les estimations obtenues pour un même lycée d'une année sur l'autre, ou d'estimer ces effets en utilisant plusieurs années quand elles sont disponibles (pour cette étude, les données pour

une seule année ont pu être utilisées), comme suggéré par Bitler *et al.* (2019).

Une autre difficulté pour évaluer ces effets tient au fait qu'ils reposent sur l'hypothèse que tous les élèves qui passent le baccalauréat ont effectué l'ensemble de leur scolarité au lycée dans le même établissement. Or cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée : certains élèves peuvent déménager en cours de scolarité, ou changer de lycée pour suivre une série qui ne serait pas proposée dans l'établissement dans lequel ils sont scolarisés en classe de seconde. Ces changements d'établissement ne sont pas seulement le fait des élèves – certains lycées peuvent choisir de ne pas accepter des élèves dont les chances de réussir l'examen sont trop faibles, par exemple en refusant l'inscription dans une série proposée, ou un redoublement. Ces comportements stratégiques des établissements peuvent fausser les indicateurs de performance liés aux résultats du baccalauréat. En excluant les élèves qui ont les résultats les plus faibles, ils peuvent conduire à surestimer la valeur ajoutée des lycées, mais également à réduire la dispersion des résultats – et donc les faire paraître plus égalitaristes qu'ils ne sont (pour une discussion plus approfondie, voir Givord & Suarez Castillo, 2019). Comme discuté plus haut, ces effets peuvent être d'autant plus importants que l'évaluation des établissements devient un enjeu pour les acteurs⁹.

Traiter complètement cette question demanderait de disposer de mesures des niveaux des élèves plus fréquentes, notamment pour évaluer les progressions des élèves d'une année sur l'autre. Il faudrait aussi s'intéresser à d'autres indicateurs sur le parcours des élèves : c'est ce que permettent les indicateurs produits par la Depp en plus des indicateurs portant sur le taux de réussite au baccalauréat, qui informent sur les taux d'accès au baccalauréat depuis la classe de

9. Dans un autre registre, on peut rapprocher ce point du fait que les différentes expériences de prime à la performance pour les enseignants ne fournissent pas de résultats toujours probants en termes de progression des élèves. On trouvera dans Imberman (2015) une recension de la littérature économique sur ce sujet. Si des expériences ont montré l'efficacité des primes à la performance dans certains pays en développement, notamment en Inde (Muralidharan & Sundaraman, 2011) et en Tanzanie (Mbiti *et al.*, 2019), avec des résultats plus ambigus au Kenya (Glewwe *et al.*, 2010), les différentes expérimentations menées notamment aux États-Unis fournissent des résultats qui ne permettent pas d'arriver à un consensus sur leur efficacité (Dee & Wyckoff, 2015 ; Fryer, 2013 ; Springer *et al.*, 2016). Les différentes raisons avancées pour expliquer des conséquences minimales voire négatives sur la progression des élèves sont que le montant des primes peut être trop modeste pour avoir un réel impact, le fait que les bonus financiers n'ont pas d'effet direct sur la motivation des enseignants ou encore qu'ils conduisent ces derniers à se concentrer uniquement sur les disciplines et les formats des tests standardisés utilisés pour l'évaluation. Ces résultats suggèrent que les effets de politique d'incitation aux résultats sont très sensibles aux détails de leur mise en place (Goodman & Turner, 2013), et notamment que l'évaluation des enseignants doit se faire sur plusieurs critères et ne pas reposer uniquement sur des mesures quantitatives.

seconde, première et terminale et donc potentiellement sur ces mécanismes de sélection en cours de scolarité. Cette question rappelle, comme discuté plus haut, que l'évaluation d'un lycée ne peut se faire sur une dimension unique et qu'il est indispensable de croiser différentes dimensions. Au-delà de la performance à l'examen du baccalauréat, on pourrait par exemple s'interroger sur le climat de l'établissement et le bien-être des élèves, ou leur insertion ultérieure dans l'enseignement supérieur et sur le marché du travail.

Enfin, une dernière question centrale porte sur l'utilisation *in fine* des indicateurs sur la mesure des effets établissements. Si ces mesures peuvent servir, dans les limites détaillées dans

l'introduction, comme des outils de pilotage pour différents acteurs, leur appropriation par les familles, notamment dans les situations de choix scolaire, reste à questionner. De fait, des travaux sur la ville de New-York, montrent que, dans des situations de choix scolaire, et même quand l'information sur les valeurs ajoutées des établissements est disponible, les familles ne semblent pas en tenir compte dans leur choix, mais privilégient avant tout les établissements scolarisant les meilleurs élèves (Abdulkadiroğlu *et al.*, 2020). Il serait intéressant de s'interroger sur ce point dans le cas de la France, où un travail de communication important autour de la mesure des effets lycées existe depuis très longtemps. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abdulkadiroğlu, A., Pathak, P., Schellenberg, J. & Walters, C. (2020).** Do Parents Value School Effectiveness? *American Economic Review*, 110 (5), 1502–1539. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.20172040>
- Barlevy, G. & Neal, D. (2002).** Pay for Percentile. *American Economic Review*, 102(5), 1805–1831. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.102.5.1805>
- Betebenner, D. (2007).** Estimation of Student Growth Percentiles for the Colorado Student. Technical report, National Center for the Improvement of Educational Assessment (NCIEA). https://www.researchgate.net/publication/228822935_Estimation_of_student_growth_percentiles_for_the_Colorado_Student_Assessment_Program
- Bitler, M., Corcoran, S., Thusrton, D. & Penner, E. (2019).** Teacher Effects on Student Achievement and Height: A Cautionary Tale. National Bureau of Economic Research, *Working paper* N° 26480. <http://dx.doi.org/10.3386/w26480>
- Boutchenik, B. & Maillard, S. (2019).** Élèves hétérogènes, pairs hétérogènes. *Éducation & Formations*, 100, 53–72. <https://dx.doi.org/10.48464/halshs-02426355>
- Castellano, K. E., Rabe-Hesketh, S. & Skrandal, A. (2014).** Composition, Context, and Endogeneity in School and Teacher Comparisons. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 39(5), 333–367. <http://dx.doi.org/10.3102/1076998614547576>
- Chetty, R., Friedman, J. & Rockoff, J. (2014).** Measuring the Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood. *American Economic Review*, 104(9), 2633–2679. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.9.2633>
- D'Haultfoeuille, X. & Givord, P. (2014).** La régression quantile en pratique. *Économie et Statistique*, 471, 85–111. <http://dx.doi.org/10.3406/estat.2014.10484>
- Dee, T. & Wyckoff, J. (2015).** Incentives, Selection, and Teacher Performance: Evidence from IMPACT. *Journal of Policy Analysis and Management*, 34(2), 267–297. <http://dx.doi.org/10.1002/pam.21818>
- Duclos, M. & Murat, F. (2014).** Comment évaluer la performance des lycées. *Éducation & Formations*, 85, 72–84. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/doc/SYRACUSE/10554/education-formations-n-85-novembre-2014-chap-5-comment-evaluer-la-performance-des-lycees-un-point-su>
- Ehlert, M., Koedel, C., Parsons, E. & Podgursky, M. J. (2014).** The Sensitivity of Value-Added Estimates to Specification Adjustments: Evidence From School- and Teacher-Level Models in Missouri. *Statistics and Public Policy*, 1(1), 19–27. <http://dx.doi.org/10.1080/2330443x.2013.856152>
- Evain, F. (2020).** Indicateurs de valeur ajoutée des lycées : Du pilotage interne à la diffusion grand public. *Courrier des Statistiques*, 5, 74–94. <https://www.insee.fr/fr/information/5008703?sommaire=5008710>

- Evain, F. & Evrard, L. (2017).** Une meilleure mesure de la performance des lycées : Refonte de la méthodologie des IVAL (session 2015). *Éducation & Formations*, 94, 91–116.
<https://dx.doi.org/10.48464/halshs-01693896>
- Everson, K. (2016).** Value-Added Modeling and Educational Accountability. *Review of Educational Research*, 87(1), 35–70. <http://dx.doi.org/10.3102/0034654316637199>
- Felouzis, G. (2005).** Performances et « valeur ajoutée » des lycées : le marché scolaire fait des différences. *Revue française de sociologie*, 46(1), 3–36. <http://dx.doi.org/10.3917/rfs.461.0003>
- Fryer, R. (2013).** Teacher Incentives and Student Achievement: Evidence from New York City Public Schools. *Journal of Labor Economics*, 31(2), 373–407. <http://dx.doi.org/10.1086/667757>
- Gamoran, A. (2012).** Bilan et devenir de la loi *No Child Left Behind* aux États-Unis. *Revue française de pédagogie*, 178, 13–26. <https://doi.org/10.4000/rfp.3509>
- Givord, P. & Guillermin, M. (2016).** Les modèles multiniveaux. Insee, *Document de Travail* N° M2016/05. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2022152>
- Givord, P. & Suarez Castillo, M. (2019).** Excellence for all? Heterogeneity in high-schools' value-added. Insee, *Document de Travail* N° G2019/14. <https://www.insee.fr/en/statistiques/4266034>
- Glewwe, P., Ilias, N. & Kremer, M. (2010).** Teacher Incentives. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3), 205–227. <http://dx.doi.org/10.1257/app.2.3.205>
- Goodman, S. & Turner, L. (2013).** The Design of Teacher Incentive Pay and Educational Outcomes: Evidence from the New York City Bonus Program. *Journal of Labor Economics*, 31(2), 409–420. <http://dx.doi.org/10.1086/668676>
- Guarino, C., Reckase, M., Stacy, B. & Wooldridge, J. (2015a).** A Comparison of Student Growth Percentile and Value-Added Models of Teacher Performance. *Statistics and Public Policy*, 2(1), 1–11. <http://dx.doi.org/10.1080/2330443X.2015.1034820>
- Guarino, C., Reckase, M. & Wooldridge, J. (2015b).** Can Value-Added Measures of Teacher Performance Be Trusted? *Education Finance and Policy*, 10(1), 117–156. http://dx.doi.org/10.1162/edfp_a_00153
- Imberman, S. (2015).** How effective are financial incentives for teachers? *IZA World of Labor*. <http://dx.doi.org/10.15185/izawol.158>
- Jackson, C. (2018).** What Do Test Scores Miss? The Importance of Teacher Effects on Non-Test Score Outcomes. *Journal of Political Economy*, 126(5), 2072–2107. <http://dx.doi.org/10.1086/699018>
- Jacob, B. (2005).** Accountability, incentives and behavior: the impact of high-stakes testing in the Chicago Public Schools. *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 761–779. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.08.004>
- Koedel, C., Mihaly, K. & Rockoff, J. (2015).** Value-added modeling: A review. *Economics of Education Review*, 47, 180–195. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.01.006>
- Kraft, M. (2019).** Teacher Effects on Complex Cognitive Skills and Social-Emotional Competencies. *Journal of Human Resources*, 54(1), 1–36. <http://dx.doi.org/10.3368/jhr.54.1.0916.8265r3>
- Kurtz, M. (2018).** Value-Added and Student Growth Percentile Models: What Drives Differences in Estimated Classroom Effects? *Statistics and Public Policy*, 5(1), 1–8. <http://dx.doi.org/10.1080/2330443x.2018.1438938>
- Mbiti, I., Muralidharan, K., Romero, M., Schipper, Y., Manda, C. & Rajani, R. (2019).** Inputs, Incentives, and Complementarities in Education: Experimental Evidence from Tanzania. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1627–1673. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjz010>
- Monso, O., Fougère, D., Givord, P. & Pirrus, C. (2019).** Les camarades influencent-ils la réussite et le parcours des élèves ? Les effets de pairs dans l'enseignement primaire et secondaire. *Éducation & Formations*, 100, 23–52.
<https://www.education.gouv.fr/la-reussite-des-eleves-contextes-familiaux-sociaux-et-territoriaux-education-formations-ndeg-100-41657>
- Muralidharan, K. & Sundararaman, V. (2011).** Teacher Performance Pay: Experimental Evidence from India. *Journal of Political Economy*, 119(1), 39–77. <http://dx.doi.org/10.1086/659655>
- Page, G., San Martín, E., Orellana, J. & González, J. (2017).** Exploring complete school effectiveness via quantile value added. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 180, 315–340. <https://doi.org/10.1111/rssa.12195>
- Raudenbush, S. W. & Wilms, J. D. (1995).** The estimation of school Effects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(4), 307–335. <https://doi.org/10.3102/10769986020004307>
- Rocher, T. (2016).** Construction d'un indice de position sociale des élèves. *Éducation & Formations*, 90, 5–27. <https://dx.doi.org/10.48464/hal-01350095>
- Rothstein, J. (2010).** Teacher Quality in Educational Production: Tracking, Decay, and Student Achievement. *Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 175–214. <http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.175>

- Sass, T., Semykina, A. & Harris, D. (2014).** Value-added models and the measurement of teacher productivity. *Economics of Education Review*, 38, 9–23. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.10.003>
- Soland, J. (2016).** Is Teacher Value Added a Matter of Scale? The Practical Consequences of Treating an Ordinal Scale as Interval for Estimation of Teacher Effects. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 52–70. <http://dx.doi.org/10.1080/08957347.2016.1247844>
- Springer, M., Swain, W. & Rodriguez, L. (2016).** Effective Teacher Retention Bonuses. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 38(2), 199–221. <http://dx.doi.org/10.3102/0162373715609687>
- Thélot, C. (1994a).** Les arcanes de l'évaluation. *Courrier des statistiques*, 71-72, 3–6.
- Thélot, C. (1994b).** L'évaluation du système éducatif français. *Revue française de pédagogie*, 107, 5–28. <https://doi.org/10.3406/rfp.1994.1261>
- Wall, D. (2000).** The impact of high-stakes testing on teaching and learning: can this be predicted or controlled? *System*, 28(4), 499–509. [http://dx.doi.org/10.1016/s0346-251x\(00\)00035-x](http://dx.doi.org/10.1016/s0346-251x(00)00035-x)
- Walsh, E. & Isenberg, E. (2015).** How Does Value Added Compare to Student Growth Percentiles? *Statistics and Public Policy*, 2(1), 1–13. <http://dx.doi.org/10.1080/2330443x.2015.1034390>
-

Les inégalités de compétences à la fin des études

Inequalities in Skills at the End of Education

Fabrice Murat*

Résumé – Les évaluations de compétences en milieu scolaire, comme celles menées avec PISA, sont bien connues et montrent des écarts importants entre élèves selon la profession des parents, l'origine géographique ou le sexe, à la fin de l'école primaire ou à la fin du collège. Cet article, à l'aide d'enquêtes comportant une évaluation de compétences auprès de jeunes adultes de 18 à 29 ans (IVQ et PIAAC), mesure ces inégalités à un moment moins étudié, la fin des études. Ces jeunes ont des compétences plus élevées que les personnes plus âgées, mais avec une forte variabilité, en particulier selon le diplôme. Leurs compétences sont liées à leur origine sociale, leur sexe et leur origine géographique et renvoient en partie, mais en partie seulement, aux inégalités de niveau d'études, connues depuis longtemps. Les inégalités apparaissent en France d'une ampleur équivalente à ce qui est observé dans les autres pays de l'OCDE ; en France comme ailleurs, elles sont proches de ce qui est observé à 15 ans.

Abstract – *School-based skills assessments, such as those conducted with PISA, are well established and show significant differences between students depending on their parents' occupation, geographical origin and gender, at the end of primary school or at the end of secondary school. This article, using surveys that include an assessment of skills among young adults aged 18 to 29 years (IVQ and PIAAC), looks at these inequalities at a less commonly studied time: the end of education. These young people have higher skills than older people, but with high variability, especially depending on the qualification. Their skills are linked to their social background, gender and geographical origin and partly, but only partly, to long-known educational inequalities. At the end of education, the inequalities in skills observed in France are on the same scale as those observed in other OECD countries; in France and elsewhere, they are close to what is observed at age 15.*

Codes JEL / JEL Classification : I21, I24

Mots-clés : inégalité, enseignement, compétences

Keywords: inequality, education, competencies

*DEPP (fabrice.murat@education.gouv.fr)

L'auteur remercie les deux rapporteurs anonymes, dont les remarques ont permis d'améliorer la qualité de cet article.

Reçu en février 2020, accepté en avril 2021.

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

Citation: Murat, F. (2021). Inequalities in Skills at the End of Education. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 47-61.

doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2060

Les inégalités d'éducation peuvent être étudiées sous différents angles, notamment celui du parcours scolaire (orientation dans les différentes filières, obtention d'un diplôme, etc.) ou de l'acquisition de compétences (en français et en mathématiques, par exemple), ces dimensions étant en partie liées. Cet article s'intéresse aux inégalités à la fin des études, en particulier avec une analyse en termes de compétences qui a rarement été menée pour ce moment de la scolarité¹.

En effet, pendant longtemps, c'est l'étude du parcours scolaire et des diplômes obtenus qui a été privilégiée dans l'analyse des inégalités à l'école. L'intérêt de cette perspective tient sans doute à ce que, dans la lignée des analyses de Bourdieu, les écarts de parcours scolaire selon la profession des parents permettent l'analyse de la reproduction des classes sociales d'une génération à l'autre. Les travaux sur les inégalités scolaires s'inscrivent ainsi souvent dans la perspective de la mobilité sociale (Goux & Maurin, 1997a ; Vallet, 1999 ; plus récemment, Godin & Hindriks, 2018).

Dans la perspective ciblant le parcours scolaire, les travaux sur l'enquête Formation et Qualification Professionnelle ou sur l'enquête Emploi ont permis de décrire l'évolution des inégalités d'accès au diplôme au cours du XX^e siècle. Ces études mettent toutes en évidence l'allongement important des études pour l'ensemble des élèves, que l'on désigne souvent par le terme de « démocratisation quantitative », mais divergent sur l'évolution des inégalités sociales, la « démocratisation qualitative ». Pour certains (Goux & Maurin, 1995 ; 1997b), la démocratisation de l'enseignement a été uniforme : tous les milieux sociaux ont bénéficié également de l'allongement des études, maintenant les inégalités sociales au même niveau. D'autres mettent en évidence une légère réduction des inégalités de niveau d'études selon la profession des parents (Thélot & Vallet, 2000 ; Albouy & Tavan, 2007). Cette amélioration a cependant aussi été débattue, du fait de l'élargissement de l'accès au baccalauréat et à l'enseignement supérieur : les inégalités sociales se seraient en fait simplement déplacées d'un niveau d'éducation au niveau suivant (Duru-Bellat & Kieffer, 2000). De plus, pour un niveau d'études donné, les différences de recrutement social sont très nettes entre filières, par exemple entre séries du baccalauréat ou entre formations du supérieur, et ne semblent pas s'être atténuées, ce qui amène Merle (2000) à parler de « démocratisation ségrégative ».

Étudier directement les compétences et les connaissances des élèves permet de s'affranchir en partie des effets de l'évolution du système éducatif en termes d'offre de formation. D'ailleurs, de plus en plus, les recherches dans ce domaine se fondent sur ce type de données : l'enquête PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves) de l'OCDE est ainsi devenue une référence incontournable pour évaluer les systèmes éducatifs à la fin de la scolarité obligatoire. L'enquête Cedre (Cycle des évaluations disciplinaires réalisées sur échantillon) de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) fournit depuis 2003 des indicateurs sur la maîtrise des programmes scolaires, en mathématiques et en lecture, mais aussi en langues étrangères, en histoire-géographie et en sciences, à la fin de l'école primaire et à la fin du collège. Cet intérêt pour les compétences se justifie par le souhait de mesurer plus directement si les objectifs de l'école sont atteints, mais aussi par la recherche d'une image plus précise du « capital humain » (Hanushek *et al.*, 2015). Ces enquêtes fournissent généralement des indicateurs sur l'efficacité des systèmes éducatifs (en termes de réussite des élèves), mais aussi sur leur degré d'équité, en particulier selon le milieu social. Ainsi, les résultats de PISA ont mis en lumière le positionnement moyen de la France en termes de performance, mais surtout un niveau très élevé d'inégalités sociales.

D'après l'enquête PISA, la France est en effet l'un des pays où la différence de scores de compétences entre les élèves issus de milieux très défavorisés et ceux issus de milieux très favorisés est la plus grande, l'accroissement des inégalités sociales en France ayant eu lieu dans les années 2000. En 2000, en compréhension de l'écrit, la France se situait un peu au-dessus de l'ensemble des pays de l'OCDE en matière d'inégalité sociales : la variation d'une unité de l'indice de statut économique, social et culturel (SESC)² y était associée à une augmentation des performances en lecture de 44 points contre 39 pour l'ensemble de l'OCDE (l'écart-type du score étant fixé à 100) ; 9 ans plus tard, l'effet du milieu d'origine est passé à 51 points en France contre 38 dans l'ensemble des pays de l'OCDE (Fumel *et al.*, 2010). L'évolution a

1. Un autre article (Murat, à paraître) également sur les compétences des jeunes à la fin de leurs études et à partir des mêmes sources, traite la question du niveau moyen et de la dispersion brute des résultats.

2. Cet indice, construit par l'OCDE à partir des réponses des élèves au questionnaire biographique de l'enquête, combine des informations sur la profession et le niveau d'études des parents, avec des informations sur les biens disponibles dans le foyer, éducatifs (dictionnaires...), culturels (livres...) ou signalant plutôt le niveau de vie (lave-vaisselle, voiture...).

été encore plus nette pour les compétences en mathématiques (Keskpaik & Salles, 2013) : en 2003, la variation d'une unité de l'indice SESC était associée à une augmentation de score de 43 points contre 39 points dans l'ensemble de l'OCDE ; en 2012, l'augmentation de score liée à une variation d'une unité de l'indice SESC est passée à 57 points en France et est restée stable dans l'ensemble de l'OCDE. Concernant le score de compréhension de l'écrit, 28.1 % de la variance en 2009 sont expliqués par les caractéristiques des élèves en France, contre 22.1 % dans l'ensemble de l'OCDE (OCDE, 2011). Pour le score en mathématiques, la part de variance expliquée par les caractéristiques détaillées des élèves est de 29.9 % en 2012, contre 21.0 % dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OCDE, 2013). Les derniers résultats de PISA ont montré une stabilité des inégalités entre la fin des années 2010 et aujourd'hui (Chabanon *et al.*, 2019). Le même niveau de corrélation (environ 30 % de variance des performances expliqués par les caractéristiques des élèves) a été observé en fin de troisième, sur le panel d'élèves entrés en 6^e en 2007 suivi par la DEPP, avec des évaluations de compétences dans divers domaines et une description du milieu familial très précise (Ben Ali & Vourc'h, 2015).

Cependant, à 15 ans ou en fin de 3^e, les élèves sont encore loin d'avoir fini leurs études et peuvent suivre dans l'enseignement secondaire et dans l'enseignement supérieur des parcours très différents selon leur milieu social. Malheureusement, il n'y a presque aucune opération statistique d'évaluation de compétences après la 3^e, en France en tout cas (excepté une évaluation en lecture lors des Journées Défense et Citoyenneté suivies par tous les jeunes de nationalité française de 17 ans, mais aucune information sur le milieu social n'est recueillie). Nous allons chercher à contourner ce problème en utilisant les enquêtes comportant une évaluation des compétences des adultes. Ce type d'enquête a une histoire encore courte ; depuis le milieu des années 1990, l'OCDE a mené un cycle de trois opérations : *International Adult Literacy Survey* (IALS), *Adult Literacy and Lifeskills Survey* (ALSS) et *Program for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC) ; la France a organisé sa propre enquête, *Information et Vie Quotidienne* (IVQ), en 2004 et 2011.

Ce travail s'appuiera principalement sur cette dernière, en utilisant ses éditions 2004 et 2011. Cette enquête comportait des exercices en compréhension de l'écrit, calcul et

compréhension orale³. Cela représente un échantillon d'environ 4 400 personnes de 18 à 29 ans, dont 1 100 encore en études, 1 500 les ayant achevées moins de 5 ans avant la date d'enquête et 1 800 depuis 5 ans ou plus. Des résultats complémentaires à partir de PIAAC sont présentés, avec un échantillon plus restreint pour la France (1 700 personnes âgées de 16 à 29 ans), mais une perspective de comparaison internationale intéressante⁴.

Dans une première section, nous allons définir le cadre de cette étude, en précisant ce que nous entendons par inégalités de compétences et de niveau d'études et la méthodologie pour les mesurer. La deuxième section, utilisant IVQ, cherchera à quantifier et décrire les inégalités de compétences chez les jeunes venant de finir leurs études. Elle montrera d'abord le lien fort entre les compétences et le niveau d'études. Les compétences puis le niveau d'études seront ensuite confrontés avec les caractéristiques des jeunes (milieu social, sexe, origine géographique, etc.). Ainsi, après Place & Vincent (2009), il sera possible de relier ces deux traditions des analyses statistiques sur les inégalités sociales à l'école : l'étude du plus haut diplôme atteint (sur le champ des personnes ayant fini leurs études) et l'étude des compétences (rarement menée au-delà du collège)⁵. Malgré une nette convergence, cohérente avec la forte corrélation entre ces deux indicateurs de réussite scolaire, les inégalités ne sont pas identiques. Dans une dernière section, nous étudierons l'évolution temporelle des inégalités de compétences, en comparant IVQ 2004 et IVQ 2011 et en mobilisant PIAAC pour confirmer les résultats et donner une perspective internationale.

1. Mesurer les inégalités de compétences et de niveau d'études

1.1. Quelles inégalités scolaires ?

L'analyse statistique du système éducatif a longtemps été fondée sur des indicateurs relatifs au parcours scolaire (diplômes obtenus, orientation, redoublements). Cependant, avec la massification scolaire, la forte hausse du niveau d'études au cours du 20^e siècle a provoqué des

3. Cette enquête est présentée dans Vallet (2015). On trouvera dans Murat (à paraître) d'autres références sur les évaluations de compétences des adultes et une description plus précise des exercices d'IVQ.

4. PIAAC mesure la « littératie » et la « numératie » avec un protocole différent de celui d'IVQ, mais une confrontation fine a montré une forte convergence des résultats entre les deux enquêtes, notamment en termes de corrélation avec l'âge, le sexe, le diplôme (Jonas *et al.*, 2013).

5. Par rapport au travail de Place & Vincent (2009), cet article a l'avantage de disposer de plus de données (IVQ 2011 et PIAAC 2012) et se distingue aussi par un accent mis sur les jeunes et par ses choix méthodologiques, en particulier concernant la mesure du niveau d'études.

interrogations, souvent inquiètes, sur la valeur des diplômes voire, plus globalement, sur le niveau des élèves, comme l'ont souligné Thélot (1992) ou Baudelot & Establet (1989). C'est pourquoi de plus en plus d'enquêtes sont menées sur les compétences des élèves.

Pour plusieurs raisons, les écarts de compétences ne correspondent pas aux écarts de niveau d'études. D'une part, à niveau d'études donné, une large variation de compétences est généralement observée (deux individus ayant le même diplôme n'ont pas exactement les mêmes compétences). D'autre part, les compétences évaluées ne permettent pas non plus de prédire le plus haut niveau d'études atteint. En effet, outre de possibles erreurs dans la mesure des compétences qui peuvent atténuer la relation, le niveau d'études dépend aussi d'autres facteurs : des compétences non observées, des goûts particuliers, des attentes différentes selon les familles, etc. On observe donc des écarts de compétences à niveau d'études donné et des écarts de niveau d'études à compétences fixées, qui peuvent être liées aux caractéristiques des individus.

D'un point de vue empirique, le lien entre inégalités de niveau d'études et inégalités de compétences a très tôt été interrogé. La perspective longitudinale est pour cela essentielle, permettant de confronter le parcours scolaire (orientation ou niveau d'études final) et le niveau initial des compétences ou d'étudier l'évolution des compétences en fonction des choix d'orientation. Le premier panel d'élèves entrés en 6^e a été mis en place par l'Ined au début des années 1960 ; il a montré que les inégalités sociales d'orientation, à l'époque très précoces, ne pouvaient s'expliquer entièrement par des écarts de compétences (Girard & Bastide, 1963). Les panels suivants, pilotés par les services statistiques du ministère de l'éducation nationale, ont permis d'affiner et de suivre l'évolution des inégalités sociales au collège, mais aussi à l'école primaire (voir Caille, 2017 pour une revue bibliographique de leur utilisation). Les travaux de l'Iredu ont mis en évidence, dans les années 1990, l'accroissement des inégalités sociales de compétences au fil de la scolarité au collège (Duru-Bellat *et al.*, 1993).

Dans cet article, nous allons retenir une approche assez large des inégalités scolaires, sans nous limiter aux inégalités « sociales », c'est-à-dire les inégalités selon le milieu social d'origine et notamment la profession des parents. Ces inégalités sociales restent cependant le facteur dominant dans les analyses théoriques et les résultats empiriques. Les premières études,

prolongeant comme on l'a dit les analyses sur la mobilité sociale, ont beaucoup porté sur la profession des parents (du père en particulier). Cet angle d'analyse demeure très fréquent, sans doute parce que c'est une information assez facile à récupérer (même par les élèves) et qui se trouve dans les systèmes d'information du ministère de l'éducation nationale. Cependant, le capital culturel des familles a aussi été pris en compte, en utilisant le diplôme des parents dans les analyses évoquées plus haut, et celui-ci est apparu souvent plus lié à la réussite scolaire des enfants que la profession des parents. Par la suite, c'est le capital économique, mesuré par le revenu du ménage, qui a été confronté aux résultats scolaires (Goux & Maurin, 2000).

Par nécessité ou par choix, les enquêtes auprès des élèves utilisent parfois d'autres indicateurs du milieu social que le diplôme des parents ou le revenu du ménage : en effet, les élèves ne connaissent pas toujours ces informations de façon fiable. L'enquête PISA par exemple fonde une grande partie de sa mesure du milieu familial sur des questions relatives à la possession de différents biens (voitures, télévisions, ordinateurs, livres, etc.). Dans ce cadre, le nombre de livres dans le logement apparaît comme l'une des variables les plus liées aux résultats scolaires et une question à ce sujet est maintenant souvent incluse dans les enquêtes relatives à l'éducation (PISA, PIAAC, les panels d'élèves de la DEPP). Il faut bien sûr l'interpréter avec précaution : si le fait d'avoir des livres à disposition à la maison peut être un atout en soi pour la réussite scolaire, c'est sans doute aussi le signe d'un certain niveau de revenu (pour acheter et stocker les livres) et d'un certain niveau culturel (s'exprimant dans le choix de cette dépense).

La caractérisation de l'élève est souvent complétée par des informations sur la famille (comme le fait de vivre avec les deux parents, la taille de la fratrie, le rang dans cette fratrie, etc.) ou sur l'élève lui-même (sexe ou origine géographique). L'origine géographique fait l'objet d'études spécifiques dans les travaux français, selon la nationalité et le pays de naissance de l'élève et/ou de ses parents (Vallet & Caille, 1996) et on sait l'importance de la catégorie ethnique dans les études américaines. Le sexe est bien sûr aussi une information souvent mobilisée pour étudier les questions éducatives, parfois croisée avec les inégalités sociales (par exemple, Duru-Bellat *et al.*, 2001).

Nous retenons ici une approche extensive des inégalités scolaires, où les élèves sont caractérisés de façon classique par le diplôme et la

profession des parents, mais également par le type de famille et la taille de la fratrie, l'origine géographique et le sexe.

1.2. Comment mesurer les inégalités scolaires ?

Comme l'ont souligné Godin & Hindriks (2018), les méthodes pour mesurer les inégalités scolaires sont nombreuses (pour une synthèse, voir Felouzis, 2014). En cohérence avec l'approche extensive des inégalités scolaires que nous avons retenue, nous allons privilégier un indicateur global, le coefficient de détermination, le R^2 . Un modèle économétrique va être construit reliant une mesure quantitative de la réussite scolaire à un ensemble de caractéristiques des individus (origine sociale, sexe, etc.) et le R^2 , part de variance expliquée par les facteurs inclus dans le modèle, indique donc l'ampleur des corrélations. Si une seule variable explicative, quantitative, était utilisée, le R^2 correspondrait au carré du coefficient de corrélation avec la variable expliquée. Plus la valeur est proche de 1, plus les inégalités sont fortes. À l'inverse, un indicateur proche de 0 indique des inégalités assez faibles.

Le revers de cet indicateur synthétique, qui permet de comparer simplement des populations différentes (voir encadré) est cependant, comme toute synthèse, une insensibilité aux marges ; de ce fait, il peut regrouper sous une même valeur des situations différentes. Ainsi, un même R^2 peut être associé à des modèles d'une forme différente : pour telle population, le facteur prépondérant sera le capital culturel, mesuré par le diplôme des parents, alors que dans un autre modèle ayant le même R^2 , ce sera le revenu. Même avec un seul facteur (comme dans les analyses faites avec l'indice SESC dans PISA), un R^2 peut renvoyer à des inégalités brutes plus au moins fortes : un même écart de milieu social peut être associé à un écart de score de compétences plus grand dans une population que dans une autre, mais si la dispersion des scores est aussi plus grande dans la première population, le R^2 peut être identique. C'est pourquoi nous présenterons aussi les coefficients associés à chaque variable dans les modèles principaux, concernant IVQ et PIAAC, pour les scores et les indicateurs de niveau d'études. Le problème est bien sûr que certains facteurs sociaux non observés peuvent être plus importants dans une population que dans une autre : le R^2 donnera dans ce cas une vision sous-estimée des inégalités dans la première population⁶. Par ailleurs, l'interprétation du R^2 nécessite aussi de prendre en compte les inégalités en amont. En effet, un même R^2 obtenu avec un même modèle sera

interprété différemment selon qu'il concerne une population très hétérogène (avec par exemple beaucoup de riches et beaucoup de pauvres) ou non (avec une forte classe moyenne) : la dispersion des résultats (l'écart-type du score par exemple) sera moindre dans le deuxième cas.

Cette méthodologie peut être appliquée à des scores de compétences synthétisant les réponses à des exercices ou à l'âge de fin d'études qui, sans être parfaitement continus, sont de nature quantitative. En revanche, le niveau d'études ou le diplôme, variables discrètes, ne se prêtent pas à ce type d'analyse.

Pour comparer les inégalités de compétences et les inégalités de niveau d'études, Place & Vincent (2009), à partir d'IVQ, ont pris le niveau d'études en référence et cherché à présenter les scores de compétences sous une forme comparable : ils ont découpé ces scores en groupes hiérarchisés de taille comparable à la répartition par diplômes. Ils ont ensuite utilisé des régressions logistiques polytomiques ordonnées. Une standardisation inverse a ici été effectuée, en prenant les scores de compétences comme référence et en cherchant à rendre le niveau d'études comparable, sous une forme quantitative. Pour cela, des niveaux d'études sont d'abord définis en tenant compte à la fois du niveau d'éducation atteint et du fait d'avoir obtenu ou non le diplôme correspondant (par exemple, avoir atteint la classe de terminale et avoir obtenu, ou pas, le bac). Puis à chaque niveau d'études est attribué le score global moyen correspondant (les valeurs sont données au tableau 2)⁷. Cette méthode se rapproche des diverses tentatives de présenter le milieu social sous une forme quantitative, comme les indices de PISA (voir par exemple Rocher, 2016, qui a cherché à quantifier les professions des parents disponibles dans les systèmes d'informations du ministère de l'éducation nationale). Ici, la dimension sur laquelle les niveaux d'études sont projetés se réduit à la mesure des compétences. On parlera ensuite dans ce cas du niveau d'études quantifié. D'une

6. Dans le cas d'un modèle linéaire (comme celui utilisé par l'OCDE pour relier les scores de PISA à l'indice SESC), un autre risque de sous-estimation des inégalités peut venir de la forme non linéaire de la relation. Dans cet article, comme toutes les variables explicatives sont qualitatives, le problème ne se pose pas tel quel, mais on peut transposer la critique en envisageant que les regroupements de modalités que nous avons dû faire, compte tenu de l'échantillon assez restreint, ne sont pas optimaux. Les résultats peuvent aussi être sensibles à la distribution de la variable dépendante, quantitative. Les variantes sur la quantification du niveau d'études présentées dans l'Annexe en ligne montrent une certaine robustesse des résultats sur ce point.

7. Il s'agit donc d'une projection des niveaux d'études sur un axe de compétences. La variance de cette variable est donc inférieure à celle du score de compétences d'origine. Afin de faciliter la comparaison, cet indicateur de niveau d'études quantifié a été standardisé, en lui attribuant la même moyenne et le même écart-type que le score de compétences global.

certaines façon, cette modélisation présente les écarts de scores que l'on devrait observer si les compétences à la fin des études se déduisaient directement du niveau d'études. D'autres choix de quantification du niveau d'études sont possibles (prendre l'âge de fin d'études comme référence, régression polytomique), qui donnent des résultats assez similaires (voir l'Annexe en ligne, lien à la fin de l'article). Par ailleurs, des modèles utilisant l'âge de fin d'études seront aussi présentés.

2. Des inégalités de compétences et de niveaux d'études assez similaires

2.1. Un lien fort entre compétences et niveau d'études

Les compétences étant mesurées sur des échelles en partie arbitraires, il est d'usage, surtout quand

plusieurs mesures sont utilisées, de standardiser les données en fixant l'écart-type à 1, les différences entre populations étant ainsi données en pourcentages d'écart-type (points d'écart-type appelés ici plus simplement points)⁸.

Selon IVQ, les 18-29 ans ont des résultats sensiblement meilleurs que les 30-65 ans, plus nettement en lecture qu'en calcul ou en compréhension orale (tableau 1) : en lecture, 40 points les séparent, contre environ 20 points en calcul et en compréhension orale. Cet écart plus grand en lecture tient sans doute au fait que les exercices dans cette compétence étaient plus

8. Pour donner un peu de signification à ces écarts, notons que les individus proches de la moyenne ont réussi à peu près les trois quarts des items proposés lors de l'évaluation des compétences (l'évaluation était assez facile) : ceux qui se trouvent à 50 points en dessous de cette moyenne ont un taux de réussite de 68 % ; à 50 points au-dessus, le taux est de 86 %. Voir Murat (à paraître) pour une description plus précise des exercices.

ENCADRÉ – La comparaison de R^2

Nous présentons ici quelques éléments théoriques permettant de faire de l'inférence statistique sur la base de la comparaison de R^2 . Habituellement, un test de Fisher permet de vérifier que le R^2 est significativement différent de 0, ce qui n'est pas suffisant ici. Le test de Chow (1960) permet de comparer un modèle avec les mêmes variables sur deux populations différentes, mais il est normalement significatif dès qu'un paramètre diffère dans les deux régressions. Il suffit par exemple que la constante soit différente. Or dans ce cas, le R^2 est le même et les inégalités aussi.

Les tests de comparaison entre deux R^2 sont compliqués par le fait que ce sont des indicateurs bornés entre 0 et 1. Dans le cas du coefficient de corrélation de Pearson entre deux variables, Fisher (1921) a proposé une transformation pour corriger ce problème :

$$z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$$

La variable ainsi obtenue est censée suivre approximativement une loi normale de variance $\frac{1}{N-3}$. Olkin & Finn (1995) ont proposé des solutions pour le R^2 d'un modèle plus général. Ils donnent comme approximation de la variance de l'estimation du R^2 la formule suivante :

$$V(R^2) = \frac{4r^2(1-r^2)^2(n-k-1)^2}{(n^2-1)(n+3)}$$

où r^2 est la valeur observée, n le nombre d'observations et k le nombre de degrés de liberté utilisés par le modèle.

Le deuxième problème concerne la taille des échantillons, parfois assez faible, pour certaines sous-populations. On sait que le R^2 augmente mécaniquement quand on ajoute des variables dans un modèle. Un problème similaire se pose quand on diminue, même de façon aléatoire, la taille de l'échantillon : le modèle va améliorer son pouvoir explicatif, parce qu'il y a moins d'information à expliquer. Pour résoudre ce problème, nous avons retenu la solution utilisée pour corriger le biais évoqué plus haut lors de l'ajout de variables explicatives : le R^2 ajusté, qui ne dépend pas du nombre de variables prises en compte dans le modèle :

$$R_a^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(n-1)}{n-k-1}$$

La variance de cet estimateur se déduit assez facilement de celle du R^2 indiquée plus haut (un facteur multiplicatif proche de 1 les distingue).

Nous avons procédé à une vérification empirique de ces formules : parmi les 1 483 répondants à IVQ en 2004 et 2011, nous avons effectué un tirage aléatoire d'une personne sur deux (ce qui donne un échantillon équivalent en taille à ceux de 2004 et 2011 pris isolément), nous avons calculé le R^2 brut et le R^2 ajusté (en utilisant le modèle sur le score global) sur cette population. Cette opération a été répétée 1 000 fois.

Cette simulation confirme la surestimation du R^2 sur de petites populations : alors que la valeur sur les 1 483 observations est de 21.4 %, la moyenne sur les 1 000 sous-échantillons est de 24.2 %, soit un écart de 2.8 points. Le R^2 ajusté fait un peu mieux, mais ne paraît pas tout à fait régler le problème : la valeur sur les 1 483 observations est de 20.2 %, tandis que la moyenne sur les 1 000 sous-échantillons est de 21.8 %, soit un écart de 1.6 point. La formule de Olkin et Finn paraît donner une bonne estimation de la dispersion de l'estimation : pour un échantillon d'environ 700 individus, elle donne une valeur de 2.6 points (voir les valeurs pour IVQ 2004 et IVQ 2011 dans le tableau 3). Or la dispersion des estimations sur les 1 000 sous-échantillons est de 2.7 points.

nombreux, permettant une mesure plus fine et moins bruitée. Pour synthétiser les résultats et fiabiliser la mesure, deux scores globaux ont été construits : l'un combinant les trois domaines, l'autre seulement les résultats en lecture et en calcul. Si le premier score donne une vision large des compétences, le deuxième mesure plus directement les compétences développées à l'école ; c'est pourquoi il sera privilégié dans la confrontation avec le niveau d'études. Les résultats sont extrêmement proches quand on se restreint aux jeunes qui viennent de finir leurs études (plus précisément moins de 5 ans avant l'enquête)⁹.

La hiérarchie des performances selon le plus haut niveau d'études correspond bien à ce qui est attendu en fonction du nombre d'années d'études nécessaire (tableau 2). Les jeunes sortants après une classe de 2nde générale ou technologique

sans aucun diplôme sont 76 points en dessous de la moyenne, ceux ayant obtenu un CAP ou un BEP 3 points au-dessus. Ceux qui ont atteint l'enseignement supérieur ont des performances supérieures (48 points pour les bac+2 ; 96 points pour les bac+3 ou 4 et 112 points au-dessus de la moyenne pour les bac+5). Ce sont ces moyennes qui serviront à quantifier le niveau d'études, comme indiqué plus haut.

9. Nous avons introduit une contrainte d'âge dans notre champ à la fois pour faire une comparaison globale entre les jeunes et les générations plus âgées et pour des raisons plus techniques. D'une part, les jeunes sortants de 16-18 ans n'ont pas été interrogés dans IVQ 2004. Pour assurer une cohérence entre 2004 et 2011, nous avons préféré les retirer de 2011 (ils sont cependant maintenus dans le champ de PIAAC). Les plus de 29 ans ont été exclus, car dans PIAAC l'interrogation sur les études est moins contrainte par le fait qu'il s'agisse de formation initiale : les personnes assez âgées sont nombreuses parmi les sortants ce qui fait penser que l'on récupère de nombreuses reprises d'études. L'impact de ces choix sur la mesure des inégalités semble assez limité (voir note 11).

Tableau 1 – Compétences en lecture, calcul et compréhension orale selon l'âge

	Lecture (L)	Calcul (C)	Compréhension orale (O)	Score global L+C	Score global L+C+O
18-65 ans	0	0	0	0	0
30-65 ans	-0.09	-0.04	-0.04	-0.07	-0.07
18-29 ans	0.30	0.13	0.19	0.24	0.26
18-29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête	0.31	0.15	0.21	0.26	0.29

Lecture : la moyenne et l'écart-type de chaque score ont été fixés respectivement à 0 et 1 sur la population des 18-65 ans. Ainsi, en lecture, les personnes âgées de 30 ans ou plus, avec la valeur -0.09, se situent à 9 % d'écart-type en dessous de la moyenne sur l'ensemble de la population. Le score global L+C est la moyenne des scores en lecture et en calcul (comme il est restandardisé, il ne s'obtient pas en faisant la moyenne des colonnes L et C). Le score L+C+O ajoute la compréhension orale.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; personnes de 18 à 65 ans, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

Tableau 2 – Compétences en lecture/calcul selon le niveau d'études

	Répartition (%)	Score moyen	Écart-type	S<-0.5	-0.5<S<0	0<S<0.5	S>0.5	Âge de fin d'études
2GT au plus – Sans diplôme	4	-0.76	1.18	60.0	25.5	7.6	6.9	16.9
2GT au plus – Brevet ou +	4	-0.52	0.94	51.5	30.3	12.5	5.7	17.7
CAP/BEP – Non obtenu	6	-0.46	0.92	41.8	23.1	25.7	9.4	17.8
CAP/BEP – Obtenu	14	-0.19	0.88	36.5	21.6	21.5	20.4	18.8
Bac pro. – Non obtenu	2	-0.39	0.61	53.3	13.0	25.4	8.3	19.4
Bac pro. – Obtenu	8	0.14	0.87	18.7	22.6	34.3	24.5	20.1
Bac techno. – Non obtenu	2	-0.19	0.81	25.1	31.6	26.6	16.6	19.5
Bac techno. – Obtenu	4	0.10	1.02	19.9	17.2	32.2	30.7	19.7
Bac gén. – Non obtenu	2	0.07	0.83	20.8	37.6	15.5	26.2	19.0
Bac gén. – Obtenu	3	0.12	1.04	28.1	12.3	17.9	41.7	20.1
Bac+2 – Non obtenu	8	0.31	0.82	12.6	13.2	36.7	37.5	20.9
Bac+2 – Obtenu	16	0.48	0.81	9.5	19.0	21.4	50.1	21.6
Bac+3/4 – Non obtenu	2	0.50	0.84	14.1	18.7	14.2	53.0	22.8
Bac+3/4 – Obtenu	9	0.96	0.79	6.4	6.0	15.3	72.3	22.7
Bac+5	14	1.12	0.85	4.1	4.7	13.1	78.1	24.2
Autres	1	-0.70	1.09	82.5	4.5	10.8	2.2	19.1
Ensemble	100	0.26	1.01	22.1	17.0	21.4	39.5	20.7

Lecture : 4 % des jeunes n'ont pas dépassé une 2nde générale ou technologique sans avoir le brevet. Ils ont un score moyen de -0.76 en lecture/calcul (76 points d'écart-type sous la moyenne) ; 60 % de ces jeunes ont un score inférieur à -0.5.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

La corrélation entre niveau d'études et score de compétences n'est cependant pas parfaite (le coefficient de corrélation entre les deux variables est de 0.57) et environ 10 % des sortants d'un bac+5 (il n'est malheureusement pas possible pour eux de savoir s'ils l'ont validé ou non) ne dépassent pas la valeur 0, soit à peu près la performance moyenne sur l'ensemble de la population. À l'inverse, environ 15 % des jeunes sortis en fin de collège ou au début du second cycle dépassent ce seuil. Néanmoins, parmi ces sortants précoces, beaucoup d'autres ont des performances qui les rapprochent de l'illettrisme (60 % ont ainsi un score inférieur à -0.5 contre 4 % parmi les sortants d'un bac+5). Par ailleurs, même si la proximité des compétences et du niveau d'études implique que les inégalités vont beaucoup se recouper, les écarts de compétences à la fin des études ne sont pas forcément les mêmes que les inégalités classiques selon le diplôme.

2.2. Des inégalités assez semblables pour les compétences et le niveau d'études

Compte tenu de la taille des échantillons, parfois assez restreints pour certaines populations étudiées, nous avons limité le nombre de variables et de modalités. Cependant, même avec une caractérisation assez sommaire du jeune et de son milieu d'origine, les inégalités apparaissent assez importantes (tableau 3) : 27.5 % de la variance du niveau d'études quantifié et un cinquième du score global de compétences et de l'âge de fin d'études peuvent être expliqués par les caractéristiques du jeune. Les inégalités de compétences paraissent un peu plus faibles, mais cette dimension est estimée avec une erreur de mesure non négligeable, ce qui diminue l'ampleur des corrélations. Le R^2 pour le niveau d'études quantifié est aussi sensible à la méthode de quantification utilisée, mais des variantes montrent toutefois une certaine robustesse du résultat à la spécification (voir Annexe en ligne). Le score global utilisant les trois domaines, dont la compréhension orale, présente un niveau d'inégalités très légèrement inférieur à celui utilisant uniquement les résultats en lecture et en calcul, car les écarts en compréhension orale sont moins importants (le R^2 est de 8.5 % contre 14.4 % en calcul et 19.2 % en lecture). L'épreuve de compréhension orale est en effet assez courte, ce qui rend la mesure moins précise, mais c'est aussi le cas de l'épreuve de calcul. C'est sans doute le caractère moins scolaire de la compréhension orale qui explique des inégalités moins marquées.

Comme attendu, des écarts importants pour les compétences, le niveau d'études quantifié ou l'âge de fin d'études apparaissent selon la taille de la fratrie, le diplôme des parents ou leur profession : les jeunes dont le père est diplômé de l'enseignement supérieur ont des performances de 42 points supérieures à celles des jeunes dont le père n'a pas de diplôme, et une année et quart d'études les sépare.

Les jeunes hommes ont un meilleur score que les jeunes femmes : cela tient essentiellement à des performances meilleures en calcul, alors que les résultats sont équivalents en lecture et en compréhension orale. En revanche, les jeunes femmes ont un niveau d'études quantifié plus élevé, qui se traduit par une demi-année d'études en plus.

Le type de famille n'est pas associé à des différences de compétences. En revanche, un déficit de deux tiers d'année d'études est constaté pour les jeunes qui n'ont pas vécu avec leurs deux parents durant l'enfance. Des difficultés matérielles, fréquentes pour les familles monoparentales, ont pu entraver les choix scolaires de ces jeunes.

Les jeunes nés à l'étranger¹⁰ ont des compétences plus faibles que ceux nés en France (d'un tiers d'écart-type environ). L'écart n'est pas significatif pour le diplôme. Concernant l'âge de fin d'études, la situation est inversée : le fait que le jeune soit né à l'étranger est associé à trois quarts d'année d'études en plus ; l'arrivée en France a pu entraîner un décalage dans la scolarité ou des redoublements. Les jeunes nés à l'étranger sont donc dans une situation plus favorable en termes de niveau d'études quantifié qu'en termes de score de compétences. Cela semble cohérent avec les recherches qui, depuis Vallet & Caille (1996), montrent que les enfants issus de l'immigration ont, au sortir de l'école primaire et à compétences données, une scolarité plus ambitieuse que les autres.

Il peut être aussi intéressant de confronter les niveaux de compétences et le niveau d'études quantifié des sortants avec quelques informations sur le déroulement de ces études, en particulier à leur commencement, en contrôlant les variables utilisées dans le modèle précédent (tableau 4). L'interprétation de ces corrélations est bien sûr rendue plus complexe par une possible causalité inverse : les redoublements sont généralement

10. Ce critère d'origine géographique a été préféré à une définition par le pays de naissance des parents car, s'il repère moins d'individus, il donne lieu à des écarts plus importants. Compte tenu de la taille de l'échantillon, il n'était pas possible de combiner ces critères très corrélés entre eux.

Tableau 3 – Modélisation des compétences, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études en fonction des caractéristiques des jeunes

	Score global	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Constante	0.07 ns	0.98 ***	22.40 ***
Sexe (Ref. : Femme)			
Homme	0.10 **	-0.23 ***	-0.58 ***
Vivait avec ses deux parents (Ref. : Oui)			
Non	0.06 ns	-0.27 ***	-0.64 ***
Né en France (Ref. : Oui)			
Non	-0.40 ***	0.08 ns	0.73 ***
Nombre de frères et sœurs (Ref. : 3 ou +)			
Aucun	0.40 ***	0.43 ***	0.89 ***
1	0.38 ***	0.37 ***	0.70 ***
2	0.33 ***	0.18 ***	0.46 ***
Type de logement durant l'enfance (Ref. : Immeuble hors HLM)			
Maison	0.01 ns	-0.14 **	-0.30 *
HLM	-0.21 **	-0.42 ***	-0.67 ***
Diplôme du père (Ref. : Enseignement supérieur)			
Diplôme inconnu	0.30 ns	-0.30 ns	-1.58 **
Pas de diplôme ou CEP	-0.42 ***	-0.57 ***	-1.10 ***
BEPC/CAP/BEP/Bac	-0.13 ns	-0.15 ns	0.05 ns
Diplôme de la mère (Ref. : Enseignement supérieur)			
Diplôme inconnu	-0.25 ns	-0.49 **	-0.76 ns
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 ***	-0.37 ***	-0.80 ***
BEPC/CAP/BEP/Bac	-0.12 ns	-0.19 **	-0.40 *
Profession du père (Ref. : Ouvrier)			
Profession inconnue	-0.52 ***	-0.02 ns	0.89 *
Agriculteur-Artisan-commerçant	0.17 **	0.14 *	0.10 ns
Cadre-Profession intermédiaire	0.23 ***	0.24 ***	0.51 ***
Employé	0.11 ns	0.07 ns	0.07 ns
Profession de la mère (Ref. : Ouvrière)			
Profession inconnue	-0.05 ns	0.08 ns	0.51 **
Agricultrice-Artisan-commerçante	-0.19 ns	0.07 ns	0.68 **
Cadre-Profession intermédiaire	0.09 ns	0.16 *	0.77 ***
Employée	0.01 ns	0.14 **	0.48 ***
Population	Effectif	R ² (en %)	
Sortants (18-29 ans ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans à la date d'enquête)			
sur 2004 et 2011	1 483	19.7 (1.9)	27.5 (2)
sur 2004	725	20.7 (2.7)	31.3 (2.8)
sur 2011	762	21.8 (2.7)	26.5 (2.7)
en lecture	1 483	19.2 (1.8)	
en calcul	1 483	14.4 (1.7)	
en compréhension orale	1 483	8.5 (1.5)	
du score global	1 483	19.1 (1.8)	
Sortants sans conditions d'âge (personnes de 16 ans et plus ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans à la date d'enquête)			
sur 2011	815	21.8 (2.6)	27.2 (2.5)
Jeunes de 16-18 ans			
sur 2011	499	24.6 (3.3)	

Lecture : ce tableau présente les résultats d'un ensemble de régressions linéaires du score combiné en lecture et en calcul, du niveau d'études (sous forme quantifiée avec un écart-type identique au score) et de l'âge de fin d'études. La partie du haut donne les coefficients pour les différentes variables utilisées du modèle concernant les sortants de 2004 et 2011 : ainsi, par rapport aux femmes, toutes les autres variables étant fixées, les hommes ont un score global supérieur de 0.1, soit 10 points d'écart-type, un niveau d'études quantifié de 23 points d'écart-type inférieur et finissent leurs études 0.58 an avant les femmes. Le système d'astérisques rend compte de la significativité des coefficients (*** à 1 % ; ** à 5 % ; * à 10 %). La première ligne de la deuxième partie du tableau donne le R² (plus précisément le R² ajusté) de ces 3 régressions linéaires. Les lignes suivantes présentent ce R² soit pour les scores dans chaque discipline, soit pour des populations particulières. Entre parenthèses se trouvent les erreurs-types des R². Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête (sauf mention contraire), en France métropolitaine en 2004 et 2011.

Tableau 4 – Modélisation des compétences, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études (compléments)

	Score global	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Variables du modèle du tableau 3 sous contrôle	Oui	Oui	Oui
Nombre de changements d'établissement (Ref. : 2 ou +)			
Aucun	-0.15 **	0.06 ns	0.29 ns
1	-0.24 ***	-0.04 ns	0.25 ns
Redoublement (Ref. : Oui)			
Non	0.57 ***	0.54 ***	1.07 ***
Âge d'entrée à la maternelle (Ref. : 2 ans)			
3 ans	-0.07 ns	-0.15 ***	-0.09 ns
4 ans	-0.39 ***	-0.22 ***	-0.13 ns
Fréquence de la lecture à 8-12 ans (Ref. : Jamais)			
Tous les jours	0.40 ***	0.53 ***	1.39 ***
Régulièrement	0.35 ***	0.47 ***	1.29 ***
De temps en temps	0.13 **	0.23 ***	0.54 ***
R ² sur 2004 et 2011 (en %)	28.8 (2.0)	37.0 (2.0)	24.7 (1.9)

Lecture : ce tableau présente des régressions linéaires du score global combiné en lecture et en calcul, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études, partant des modèles présentés dans le tableau 3 (les coefficients correspondants aux variables de ces modèles ne sont pas présentés ici) en ajoutant des informations sur le déroulement de la scolarité. La dernière ligne donne le R² (plus précisément le R² ajusté) avec entre parenthèses les erreurs-types.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

justifiés par des difficultés d'apprentissage dès le début du primaire ; les voir associés à l'âge adulte avec des compétences plus faibles s'explique donc bien plus par cet effet de sélection initiale que par une efficacité négative de ce traitement. Cependant, cela signifie que le redoublement n'a pas permis un rattrapage complet (objectif, il est vrai, ambitieux pour des élèves au départ très éloignés des autres en termes de compétences). Ainsi, une moitié d'écart-type de score global sépare les jeunes ayant redoublé de ceux qui n'ont pas redoublé au primaire, au bénéfice des seconds. L'écart est encore plus frappant en termes d'années d'études : les jeunes ayant redoublé finissent leurs études un an *plus tôt*, alors que justement le redoublement correspond à une année d'études supplémentaire.

L'âge d'entrée à la maternelle donne lieu à des écarts significatifs. Rappelons que dans les années 1980-1990, le taux de scolarisation à 2 ans était plus élevé qu'aujourd'hui : celle-ci concernait un élève sur trois. Pour les compétences, il n'y a pas de différences entre les situations les plus fréquentes (entrée à 2 ans et entrée à 3 ans) et ce sont seulement les entrées retardées (à 4 ans) qui sont associées à des performances moins bonnes (d'un tiers d'écart-type). De façon moins attendue, un petit effet apparaît pour le niveau d'études quantifié (15 points d'écart-type) pour les élèves scolarisés à 2 ans par rapport à ceux scolarisés à 3 ans, mais l'écart n'est pas confirmé par l'âge de fin d'études. Il est possible que la scolarisation à 2 ans ait permis à

un certain nombre d'élèves de prendre une année d'avance (en sautant une classe en maternelle) ce qui, sans provoquer d'amélioration de leurs compétences, leur a permis d'atteindre un plus haut niveau d'études. Il se peut aussi que les familles cherchant à faire scolariser leurs enfants à 2 ans soient aussi celles qui les poussent à faire des études longues.

Enfin les pratiques de lecture durant l'enfance (entre 8 et 12 ans) sont aussi un bon prédicteur des compétences et du niveau d'études quantifié atteint à l'âge adulte : 40 points séparent ceux qui lisaient tous les jours ou régulièrement de ceux qui ne lisaient jamais, en termes de score de compétences global. L'écart est encore plus important en termes de niveau d'études quantifié (proche de 50 points) et se traduit par plus d'une année d'études en plus.

Globalement, les inégalités de compétences semblent donc ici assez proches des inégalités de niveau d'études quantifié. Les écarts paraissent plus forts pour le niveau d'études quantifié (R² de 27.5 % contre 19.7 % pour le score global). Ce résultat dépend de la précision de la mesure des compétences et de la façon dont nous avons quantifié le niveau d'études, mais il est cohérent avec ce que Place & Vincent (2009) avaient obtenu avec une méthodologie différente pour la mesure du niveau d'études. Concernant la forme du modèle, la plupart des variables jouent dans le même sens (profession et diplôme des parents par exemple), à quelques exceptions près

(concernant le sexe, le type de famille ou le pays de naissance).

Les résultats présentés indiquent un niveau global d'inégalités proche de ceux observés avec des évaluations au collège ou au primaire. Peut-on aller plus loin et comparer l'ampleur des inégalités scolaires à différents moments de la scolarité ? Ont-elles évolué dans le temps et sont-elles comparables en France et dans d'autres pays ? Nous allons traiter ces questions dans la section suivante.

3. Évolution des inégalités dans le temps et dans d'autres pays

3.1. Des inégalités de compétences assez stables entre 2004 et 2011

Les résultats de l'enquête PISA, mais aussi ceux des enquêtes nationales de la DEPP, pointent depuis le début des années 2000 l'augmentation de la dispersion des compétences à 15 ans et des inégalités sociales qui leur sont associées. Avec les données d'IVQ, une augmentation des inégalités sociales est aussi observée pour les générations les plus récentes (Murat & Rocher, 2016).

Sur le champ des sortants étudié ici, les inégalités paraissent de même ampleur en 2004 et en 2011 : la part de variance du score global expliquée par les caractéristiques des jeunes (modèle du tableau 3) est passée de 20.7 % à 21.8 %¹¹. Compte tenu de l'intervalle de confiance autour de ces valeurs, l'écart ne peut être jugé comme significatif. Ce résultat n'est pas contradictoire avec ceux évoqués sur PISA, car les jeunes finissant leurs études en 2011 correspondent plutôt à la génération qui a passé PISA au début des années 2000, donc avant l'augmentation des inégalités sociales¹².

3.2. Les inégalités de compétences dans PIAAC

Les informations disponibles dans PIAAC sur l'enquêté sont un peu plus limitées que dans IVQ : le sexe, l'origine géographique de la personne, les diplômes des parents et le nombre de livres disponibles dans le foyer quand l'enquêté avait 16 ans. Elles donnent cependant une image pertinente des inégalités scolaires, puisqu'elles expliquent en France 21.4 % de la variance du score de littératie, 22.3 % de celle du score de numératie et 23.0 % du niveau d'études quantifié, calculé avec une méthodologie identique à celle employée sur IVQ (tableau 5). Environ 40 points d'écart-type en littératie séparent les jeunes dont la mère n'a pas de diplôme et

ceux dont la mère a fait des études supérieures (30 points en numératie). La différence est d'un écart-type entre ceux qui disposaient de moins de 10 livres à 16 ans et ceux qui en avaient au moins 500.

Pour comparer les résultats de PIAAC avec ceux d'IVQ, il faut se restreindre aux variables communes : le sexe, le pays de naissance du jeune et les diplômes des parents. La qualité des modèles chute sensiblement : les coefficients de détermination passent à 13.9 % en littératie et 15.8 % en numératie. Cela illustre en creux l'importance du nombre de livres à la maison comme indicateur du milieu culturel. La même modélisation sur IVQ donne des résultats proches : 13.0 % pour le score global, 18.3 % pour le niveau d'études quantifié (contre 16.9 % dans PIAAC) et 16.0 % pour l'âge de fin d'étude (contre 10.6 % dans PIAAC¹³).

Reprenant les indicateurs du modèle complet, les R^2 sont assez proches de ceux estimés dans les autres pays (21.9 % en littératie et 21.7 % en numératie). Cela semble cohérent avec les premières enquêtes PISA, qui ne relevaient pas un niveau trop élevé des inégalités sociales en France au début des années 2000. Plus précisément, si la France se situe à un niveau moyen en termes d'inégalités, que ce soit pour les compétences ou le niveau d'études quantifié, il y a des différences assez nettes entre pays (voir figure). Ces deux aspects paraissent assez corrélés : l'Italie, le Royaume-Uni, la Tchéquie et la Slovaquie sont des pays où les inégalités de compétences et de niveau d'études quantifié sont élevées (avec des R^2 dépassant 25 % pour les deux indicateurs) ; à Chypre et en Corée, les deux indicateurs sont au contraire assez bas (moins de 15 %). Cependant, la tendance n'est pas parfaite et, pour un niveau d'inégalités de compétences dans la moyenne (autour de 20 %), certains pays, comme la Suède, limitent les inégalités de niveau d'études quantifié (R^2 de 10 %), alors que celles-ci

11. Notons que, pour 2011 sur un champ élargi aux sortants de 16-18 ans et de plus de 29 ans (ces deux populations regroupent environ 2 % des sortants), le R^2 pour le score global est de 23.1 %, assez proche de celui sur le champ restreint (21.8 %).

12. À notre connaissance, il n'y a pas eu de comparaison entre IALS, ALLS et PIAAC pour étudier l'évolution des inégalités sociales (contrairement à ce qui a été fait sur le niveau moyen, concluant à une certaine stabilité dans la plupart des pays ayant participé aux trois enquêtes). La reprise de PIAAC en 2022 permettra d'étudier cette question sur une période où, en France, des évolutions sont observées dans PISA.

13. L'écart est plus important pour cette dernière variable. Notons que l'âge de fin d'études est défini de façon un peu différente dans IVQ et dans PIAAC : dans IVQ, il est demandé directement et suivi par les questions détaillant le parcours scolaire ; dans PIAAC, la première question porte sur le diplôme le plus élevé, la date d'obtention étant demandée ensuite. Cela permet sans doute de récupérer plus de poursuites d'études (l'âge moyen de fin d'études est plus élevé dans PIAAC que dans IVQ), moins sensibles au milieu social.

Tableau 5 – Modélisation des scores PIAAC, du niveau d'études scolaire et de l'âge de fin d'études en France

	Littératie	Numératie	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Constante	-0.42 ns	-0.68 **	-0.03 ns	21.99 ***
Sexe (Ref. : Femme)				
Homme	-0.07 ns	0.24 ***	-0.19 **	-0.59 **
Né en France (Ref. : Oui)				
Non	-0.43 **	-0.51 **	0.23 ns	1.82 ***
Diplôme du père (Ref. : Enseignement supérieur)				
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 **	-0.32 **	-0.29 *	-1.26 ***
Bac/CAP/BEP	-0.19 ns	-0.25 *	-0.26 **	-0.72 *
Diplôme inconnu	-0.42 **	-0.49 ***	-0.72 ***	-1.64 ***
Diplôme de la mère (Ref. : Enseignement supérieur)				
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 **	-0.34 **	-0.43 ***	-0.46 ns
Bac/CAP/BEP	-0.24 *	-0.18 ns	-0.42 ***	-0.81 **
Diplôme inconnu	-0.44 **	-0.49 **	-0.45 **	-1.20 *
Nombre de livres à la maison vers 16 ans (Ref. : Plus de 500 livres)				
Moins de 10 livres	-0.95 ***	-0.95 ***	-0.71 ***	-1.72 ***
11 à 25 livres	-0.76 ***	-0.83 ***	-0.45 **	-1.16 *
26 à 100 livres	-0.27 ns	-0.35 *	-0.16 ns	-0.18 ns
101 à 200 livres	-0.20 ns	-0.23 Ns	0.22 ns	-0.05 ns
201 à 500 livres	-0.03 ns	-0.16 Ns	-0.04 ns	-0.29 ns
<hr/>				
Population	Effectif		R ² (en %)	
Modèle complet				
France	486	21.4 (3.3)	22.3 (3.3)	23.0 (3.3)
Autres pays participants	12 752	21.9 (0.6)	21.7 (0.6)	23.3 (0.7)
Modèle complet sur les 16-18 ans				
France	486	21.7 (3.6)	19.9 (3.5)	
Autres pays participants	12 752	21.5 (0.8)	22.2 (0.8)	
Modèle sans le nombre de livres				
PIAAC sortants	486	13.9 (3)	15.8 (3.3)	16.9 (3.1)
IVQ sortants	1 483	13.0 (1.6)		18.3 (1.8)

Lecture : ce tableau présente des régressions linéaires des scores en littératie et numératie, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études. Le haut du tableau donne les coefficients pour les modèles sur les sortants. La deuxième partie donne le R² (plus précisément le R² ajusté) de ces modèles puis pour une variante sans le nombre de livres disponibles (pour comparaison avec IVQ), sur des sous-populations de PIAAC.

Source et champ : OCDE, PIAAC 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans en 2012 (ou les jeunes de 16-18 ans).

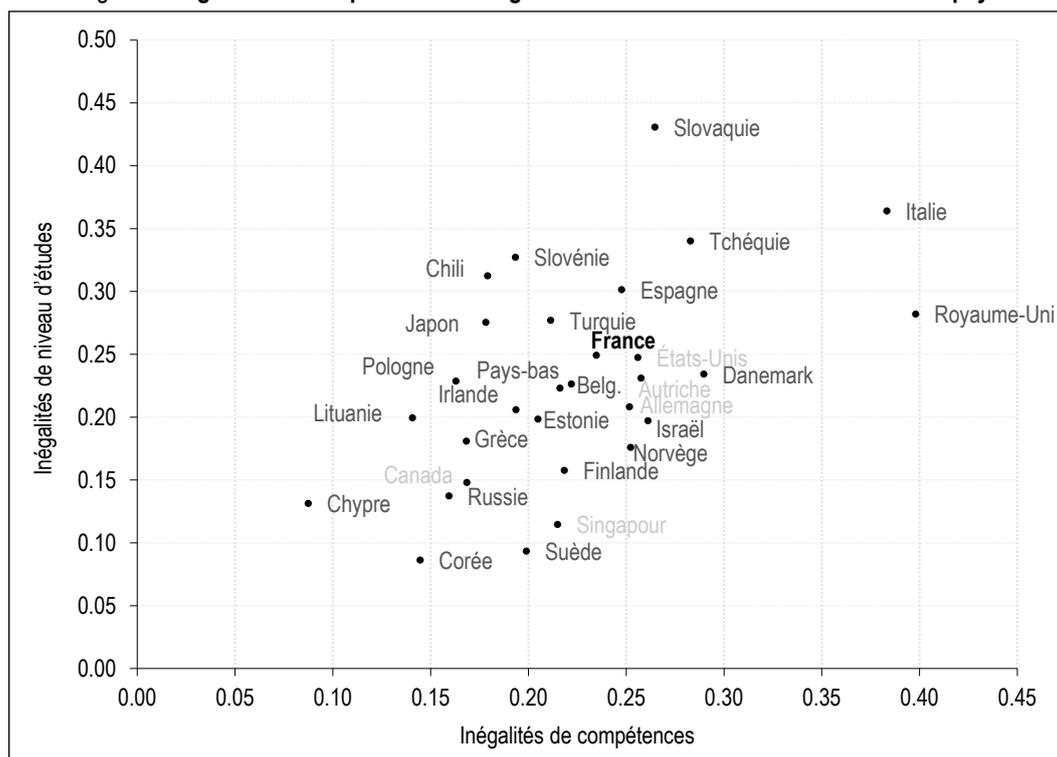
sont plus fortes dans d'autres pays (R² de 33 % en Slovénie).

3.3. Évolutions des inégalités de compétences entre la fin de la scolarité obligatoire et la fin des études

Cet article fournit une image des inégalités de compétences à la fin des études, un moment de la scolarité généralement peu étudié sous l'angle des compétences. Peut-on comparer ces résultats avec ceux obtenus à la fin de la scolarité obligatoire ? Des travaux ont confronté finement les enquêtes PISA et PIAAC et ont montré que, malgré des différences de protocole parfois non négligeables, les deux enquêtes étaient très similaires dans leurs objectifs et leurs méthodes (Borgonovi *et al.*, 2017). Cela justifiait notamment la comparaison

entre les résultats à PISA 2000 et 2003 et ceux à PIAAC, en particulier en termes d'inégalités sociales. Ils ont comparé deux populations *a priori* similaires : les 15 ans de 2000 et 2003 et les jeunes de 26-28 ans dans PIAAC en 2012 (id.). Dans la plupart des pays, en particulier la France, les inégalités sociales paraissent un peu plus marquées pour les jeunes de 26-28 ans que pour les jeunes de 15 ans. Un tel travail a aussi été effectué en incluant une observation au niveau du primaire, avec les enquêtes PIRLS et TIMSS (Dämmrich & Triventi, 2016). Cela oblige les auteurs à retenir la seule variable commune à toutes les enquêtes : le nombre de livres à la maison. Sur l'ensemble des pays pris en compte, ils observent une stabilité, voire une augmentation des inégalités (surtout en mathématiques)

Figure – Inégalités de compétences et inégalités de niveau d'études dans différents pays



Note : ce graphique présente les R^2 des modèles reliant les indicateurs de réussite scolaire aux caractéristiques des jeunes. Le gris indique des pays pour lesquels l'âge de fin d'études n'est pas diffusé : on a retenu dans ce cas tous les jeunes de 18-29 ans ayant fini leurs études même depuis plus de 5 ans.

Source et champ : OCDE, PIAAC 2012 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études en 2012.

entre le primaire et le début de l'âge adulte. En France, pour la seule évaluation en lecture, la tendance est plutôt à la stabilité.

Nous proposons quelques éléments complémentaires en comparant dans IVQ (2011) et PIAAC, les résultats des jeunes de 16-18 ans et ceux des sortants. Par rapport au travail de Borgonovi *et al.* (2017) cela a l'inconvénient de ne pas comparer les mêmes cohortes, mais l'avantage est que les mesures des compétences et du milieu social sont là parfaitement identiques (ce qui n'est pas tout à fait le cas dans une comparaison de PISA et PIAAC). Pour les deux enquêtes, l'ampleur des inégalités de compétences apparaît très semblable entre les deux populations. Dans PIAAC, en France, les R^2 pour la littératie et la numératie sont de 21.7 % et 19.9 % pour les 16-18 ans, proches des valeurs pour les sortants (21.4 % et 23.3 %, l'écart de 3.4 points en numératie n'est pas significatif). Le constat est le même pour l'ensemble des pays participants : en numératie, comme en littératie, pour les 16-18 ans ou les sortants, le R^2 s'écarte peu de 22 % (les R^2 varient entre 21.7 % et 22.2 %) ¹⁴. Avec IVQ, le R^2 pour le score global en 2011 pour les 16-18 ans n'est pas significativement différent de celui pour les sortants (respectivement 24.6 % et 21.8 %).

* *
*

Les inégalités de compétences à la fin des études sont importantes en France, comme dans les autres pays participants : entre un cinquième et un quart de la variance des scores s'explique par les quelques descripteurs utilisés ici. Il s'agit d'un minorant : une description plus fine du milieu social et une mesure plus précise des compétences augmenteraient sans doute sensiblement la corrélation. Ces inégalités recouvrent, mais en partie seulement, les inégalités de niveau d'études mises en évidence depuis longtemps. Dans l'analyse de l'insertion professionnelle des jeunes ou de leur entrée dans la vie adulte, les compétences apportent donc une information complémentaire, en particulier pour analyser l'influence du milieu d'origine.

14. Le même modèle peut être appliqué aux données de PISA 2012. Les valeurs sont proches pour la moyenne des pays participants aux deux enquêtes (R^2 de 24 % en littératie et R^2 de 21.4 % en numératie). En revanche, pour la France, comme dit en introduction, PISA indique plus d'inégalités (31.8 % et 32.3 %). Un niveau plus faible d'inégalités en France peut signifier soit que l'évaluation PIAAC est moins discriminante dans notre pays, soit que les variables sur le milieu social sont de moins bonne qualité.

Les inégalités de compétences à la fin des études paraissent très proches de celles que l'on mesure à 16-18 ans (qui sont d'ailleurs aussi proches des inégalités mises en évidence dans les évaluations auprès des élèves menées en fin de scolarité obligatoire, comme avec PISA). Les travaux qui fondent les indicateurs de valeur ajoutée des

lycées ont effectivement montré que le parcours au lycée dépend essentiellement du niveau de compétences atteint en fin de collège (mesuré par les résultats au diplôme national du brevet) et que le milieu social joue alors assez peu au-delà de son impact sur la réussite au collège (Evain & Evrard, 2017). □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6005363/ES528-529_Murat_Annexe-en-ligne_Online-Appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Albouy, V. & Tavan, C. (2007).** Accès à l'enseignement supérieur en France : une démocratisation réelle mais de faible ampleur. *Économie et Statistique*, 310, 3–22. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7053>
- Baudelot, C. & Establet, R. (1989).** *Le niveau monte*. Paris: Seuil.
- Ben Ali, L. & Vourch'h, R. (2015).** Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève – Constat et mise en perspective longitudinale. *Éducation & formations*, 86-87, 211–233. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-10284>
- Borgonovi, F., Pokropek, A., Keslair, F., Gaulty, B. & Paccagnella, M. (2017).** Youth in Transition: How Do Some of The Cohorts Participating in PISA Fare in PIAAC? *Documents de travail de l'OCDE sur l'éducation* N° 155. Paris: OCDE. <https://doi.org/10.1787/51479ec2-en>
- Caille, J.-P. (2017).** Quarante-cinq ans de panels d'élèves à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP). *Éducation & formations*, 95, 5–31. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44939>
- Chabanon, L., Durand de Monestrol, H. & Verlet I. (2019).** PISA 2018 : stabilité des résultats en compréhension de l'écrit. DEPP, *Note d'information*, 49. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44252>
- Chow, G. C. (1960).** Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591–605. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- Dämmrich, J. & Triventi, M. (2016).** From primary school to young adulthood – A cross-national analysis of cognitive competencies and related social inequality. In: Blossfeld, H.-P. *et al. Secondary Education Models and Social Inequality: An International Comparison*. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar Publishing.
- Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2000).** La démocratisation de l'enseignement en France – polémique autour d'une question d'actualité. *Population*, 55-1, 51–79. www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_2000_num_55_1_7097
- Duru-Bellat, M., Kieffer, A. & Marry, C. (2001).** La dynamique des scolarités des filles : le double handicap questionné. *Revue française de sociologie*, 42-2, 251–280. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_2001_num_42_2_5354
- Duru-Bellat, M., Jarousse, J.-P. & Mingat, A. (1993).** Les scolarités de la maternelle au lycée : étapes et processus dans la production des inégalités sociales. *Revue française de sociologie*, 34-1, 43–60. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1993_num_34_1_4218
- Evain, F. & Evrard, L. (2017).** Une meilleure mesure de la performance des lycées – Refonte de la méthodologie des IVAL (session 2015). *Éducation & formations*, 96, 91–166. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44933>
- Felouzis, G. (2014).** *Les inégalités scolaires*. Paris: Puf, coll. Que sais-je.
- Fisher, R. A. (1921).** On the 'probable error' of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron*, 1, 3–32. <https://hdl.handle.net/2440/15169>
- Fumel, S., Keskaik, S. & Girard, J. (2010).** L'évolution des acquis des élèves de 15 ans en compréhension de l'écrit – Premiers résultats de l'évaluation internationale PISA 2009. DEPP, *Note d'information*, 24. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2357>
- Girard, A. & Bastide, H. (1963).** La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement. *Population*, 18, 435–472. www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_1963_num_18_3_10590

- Godin, M. & Hindriks, J. (2018).** Une comparaison internationale des systèmes scolaires basée sur la mobilité sociale. *Économie et Statistique*, 499, 61–78. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.499s.1940>
- Goux, D. & Maurin, É. (1995).** Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993. *Revue française de sociologie*, 36-1, 81–121. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1995_num_36_1_4396
- Goux, D. & Maurin, É. (1997a).** Destinées sociales : le rôle de l'école et du milieu d'origine. *Économie et Statistique*, 306, 13–26. <https://doi.org/10.3406/estat.1997.2569>
- Goux, D. & Maurin, É. (1997b).** Démocratisation de l'école et persistance des inégalités. *Économie et Statistique*, 306, 27–39. <https://doi.org/10.3406/estat.1997.2570>
- Goux, D. & Maurin, É. (2000).** La persistance du lien entre pauvreté et échec scolaire. In: Insee, *France Portrait social*, pp. 87–98.
- Hanushek, E. A., Schwerdt, G., Wiederhold, S. & Woessmann, L. (2015).** Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC. *European Economic Review*, 73, 103–130. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2014.10.006>
- Jonas, N., Lebrère, A., Pommier, P. & Trosseille, B. (2013).** Mesurer les compétences des adultes : comparaison de deux enquêtes. *Insee Analyses* N° 13. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521326>
- Keskpaik, S. & Salles, F. (2013).** Les élèves de 15 ans en France selon PISA 2012 en culture mathématique : baisse des performances et augmentation des inégalités depuis 2003. DEPP, *Note d'information*, 31. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-9505>
- Merle, P. (2000).** Le concept de démocratisation de l'institution scolaire. *Population*, 55-1, 15–20. https://www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_2000_num_55_1_7096
- Murat, F. & Rocher, T. (2016).** L'évolution des compétences des adultes : effet « génération » et effet « cycle de vie ». *Économie et Statistique*, 490, 62–83. <https://doi.org/10.3406/estat.2016.10721>
- Murat, F. (forthcoming).** Que savent les jeunes à la fin de leurs études ? Les compétences en lecture, en calcul et en compréhension orale selon le parcours scolaire. *Éducation & formations*.
- OCDE (2011).** *Résultats du PISA 2009 : Surmonter le milieu social : L'égalité des chances et l'équité du rendement de l'apprentissage (Volume II)*. Paris: OCDE.
- OCDE (2013).** *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 – Premiers résultats de l'évaluation des compétences des adultes*. Paris: OCDE. [https://www.oecd.org/fr/competences/piaac/Skills%20\(FR\)--eBook_Final_B%C3%A0T_06%20dec%202013\).pdf](https://www.oecd.org/fr/competences/piaac/Skills%20(FR)--eBook_Final_B%C3%A0T_06%20dec%202013).pdf)
- Olkin, I. & Finn, J. D. (1995).** Correlations redux. *Psychological Bulletin*, 118, 155–164. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.1.155>
- Place, D. & Vincent, B. (2009).** L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences. *Économie et Statistique*, 424-425, 125–147. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8034>
- Rocher, T. (2016).** Construction d'un indice de position sociale. *Éducation & formations*, 90, 5–27. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-9936>
- Thélot, C. (1992).** Que sait-on des connaissances des élèves ? *Les dossiers éducation et formation*, 17, ministère de l'Éducation nationale, DEP. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2164>
- Thélot, C. & Vallet, L.-A. (2000).** La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle. *Économie et Statistique*, 334, 3–32. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7526>
- Vallet, L.-A. (1999).** Quarante année de mobilité sociale en France – L'évolution de la mobilité sociale à la lumière de modèles récents. *Revue française de sociologie*, 40-1, 5–64. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1999_num_40_1_5146
- Vallet, L.-A. & Caille, J.-P. (1996).** Les élèves étrangers ou issus de l'immigration dans l'école et le collège français. Une étude d'ensemble. *Les dossiers éducation et formation*, 67, ministère de l'Éducation nationale, DEP. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2763>
- Vallet, L.-A. (2015).** L'enquête Information et vie quotidienne 2011 parmi les dispositifs nationaux et internationaux de mesure des compétences des adultes. *Économie et Statistique*, 490, 5–15. <https://doi.org/10.3406/estat.2016.10718>

L'université française, lieu de brassage ou de ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015)

French Universities – A Melting Pot or a Hotbed of Social Segregation? A Measure of Polarisation within the French University System (2007-2015)

Romain Avouac* et Hugo Harari-Kermadec**

Résumé – Les transformations récentes de l'enseignement supérieur (politiques de regroupement, influence des classements universitaires, etc.) ont pu alimenter la crainte d'assister à une polarisation entre, d'un côté, un nombre restreint de *world-class universities* et, de l'autre, un vaste ensemble d'universités de second rang. Néanmoins, peu de travaux quantitatifs permettent d'éclairer cette question. À partir des données du Système d'information sur le suivi de l'étudiant (SISE) des inscriptions universitaires en France, nous proposons une visualisation exhaustive de l'espace universitaire selon les capitaux détenus par les différents publics étudiants. Nous mobilisons ensuite des mesures de ségrégation et de polarisation pour caractériser la dynamique de cette hétérogénéité, qui s'accroît entre 2007 et 2015. Nous mettons enfin en relation cette polarisation avec les dispositifs nationaux (initiatives d'excellence) et internationaux (classements universitaires) qui structurent une globalisation universitaire réaffirmée depuis le milieu des années 2000.

Abstract – Despite changes recently introduced within higher education (cluster-building policies, the influence of university rankings, etc.) which may have fueled fears of a disparity between a pocket of world-class universities and a vast group of second-tier universities, relatively few quantitative studies exist to examine this matter. Using data from the Système d'information sur le suivi de l'étudiant (SISE), an information system for monitoring students university enrolments in France, we provide an exhaustive overview of the university landscape taking into account the capital held by various student populations. We then apply measures of segregation and polarisation to analyse the change in heterogeneity, which increased between 2007 and 2015. Lastly, we link this polarisation to the measures implemented at domestic and international level (Initiatives d'Excellence in France, and university rankings globally) which shape the foundations for globalisation among universities since the mid-2000s.

Codes JEL / JEL Classification : I24, I23, I28, C38

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

Keywords: higher education, polarisation, academic inequality, university rankings, social background, France

* ENS Paris-Saclay et ENSAE (romain.avouac@ensae.fr) ; ** IDHES, ENS Paris-Saclay (hugo.harari@ens-paris-saclay.fr)

Nous remercions Frédéric Lebaron et Thibaut de Saint Pol, les participants du séminaire quantitativisme réflexif à l'IDHES pour leurs remarques sur une version préliminaire de ce travail, ainsi que trois rapporteurs anonymes dont les remarques et suggestions ont contribué à l'évolution de l'article.

Reçu en octobre 2018, accepté en octobre 2020.

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

Citation: Avouac, R. & Harari-Kermadec, H. (2021). French Universities – A Melting Pot or a Hotbed of Social Segregation? A Measure of Polarisation within the French University System (2007-2015). *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 68–83. doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2058

La dernière décennie a été marquée par une dynamique de globalisation de l'enseignement supérieur, symbolisée par l'émergence du classement de Shanghai dans le débat public français. Dans cette tendance, les politiques publiques ont mis au premier plan la recherche de visibilité internationale de quelques établissements à travers des procédures concurrentielles d'attribution de fonds importants, à commencer par les « Initiatives d'excellence » (Idex). De très nombreux établissements ont alors participé à des projets de regroupement visant à atteindre la « taille critique » nécessaire pour intégrer les classements internationaux ou s'y élever. La question de la performativité (Espeland & Sauder, 2007 ; Paradeise & Thoenig, 2015) de ces dispositifs est alors posée : les classements internationaux ne participent-ils pas à produire un effet sur la réalité qu'ils sont censés décrire ?

Cependant, il n'est pas certain que l'excellence de quelques champions nationaux dans l'espace concurrentiel global entraîne mécaniquement celle d'un système d'enseignement supérieur massifié. Amsler & Bolsmann (2012) soutiennent ainsi que, dans le cas du Royaume-Uni, les classements internationaux mettent en avant une vision plus étroite de l'enseignement, centrant le débat public sur les établissements d'élite et reléguant au second plan les enjeux de démocratisation. Les politiques comme les financements publics tendraient alors à se concentrer sur quelques établissements, avec le risque d'assister à une généralisation de 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). Merton (1968) parle d'« effet Matthieu » pour décrire l'effet cumulatif de la renommée scientifique dans le monde de la recherche.

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 d'origines et de profils variés (Brinbaum *et al.*, 2018). Bien que l'espace universitaire soit lui-même stratifié (Frouillou, 2017 ; Convert, 2006), on pourrait espérer qu'il permette ainsi aux étudiants d'origine populaire de poursuivre l'accumulation d'un capital scolaire mais aussi de compenser partiellement le capital social déficitaire de la socialisation initiale, grâce aux pairs côtoyés à l'université (Truong, 2015). À côté des grandes écoles déjà très fermées aux classes

populaires (Ichou & Vallet, 2013), un système universitaire lui-même polarisé entraînerait au contraire une entrée des jeunes dans la vie adulte fortement ségréguée, dans la continuité de l'expérience scolaire, renforçant le déterminisme des trajectoires scolaires puis professionnelles.

Mais observe-t-on effectivement une polarisation du système universitaire français en matière de composition sociale ? Afin d'apporter des éléments de réponse à cette question, 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 (Système d'information sur le suivi de l'étudiant, SISE¹), disponibles entre 2007 et 2015.

Dans une première partie, nous proposons une image statistique exhaustive du paysage universitaire français à travers les caractéristiques sociales et scolaires des publics étudiants des différents établissements. Pour ce faire, nous appliquons une analyse en composantes principales (ACP) afin de synthétiser l'information contenue dans les données initiales. Une classification ascendante hiérarchique (CAH) nous permet ensuite de construire une typologie des universités, à partir de laquelle nous analysons le niveau d'hétérogénéité des établissements en coupe instantanée. Nous mettons en évidence un paysage universitaire socialement hétérogène et hiérarchisé, corroborant les résultats que Brusadelli & Lebaron (2012) obtiennent à partir d'une méthodologie similaire.

Dans un second temps, nous développons une analyse visant à quantifier l'évolution de l'hétérogénéité des compositions sociales des établissements d'enseignement supérieur entre 2007 et 2015. Nous introduisons d'abord une mesure de polarisation issue de la littérature économétrique (Esteban & Ray, 1994), qui met en évidence une hausse de la polarisation sociale sur la période étudiée. Nous comparons ces résultats à ceux obtenus à partir d'un indice d'entropie normalisé, classiquement utilisé dans la littérature sur la ségrégation scolaire.

Enfin, nous mettons en relation l'hétérogénéité sociale qui caractérise l'enseignement supérieur français avec les dispositifs nationaux (initiatives d'excellences, regroupements universitaires) et internationaux (classements universitaires) qui structurent la globalisation universitaire. Ces dispositifs se révèlent distinguer les établissements aux populations étudiantes les plus

1. Élaborée par la sous-direction des Systèmes d'information et des études statistiques (SIES) du Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche.

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 les dispositifs d'excellence. Ce constat pose la question de la redistribution des ressources opérée par les politiques de l'enseignement supérieur.

1. Un paysage universitaire socialement hétérogène

Si la massification de l'enseignement supérieur est indubitable, la démocratisation de l'accès à l'ensemble de ses établissements 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, en statique, caractériser la composition sociale des universités.

Les bases exhaustives des inscriptions dans les universités françaises (SISE inscriptions), disponibles entre 2007 et 2015, contiennent pour chaque étudiant inscrit dans une université française son établissement d'inscription, des informations sociodémographiques ainsi que des données sur sa scolarité présente et passée (encadré 1). Elles permettent de caractériser 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 ou profession intellectuelle supérieure. Les tables contenant des variables qualitatives décrivant les étudiants conduisent ainsi à des tables agrégées contenant des variables quantitatives décrivant les universités.

1.1. Une analyse en composantes principales comme outil de réduction de la dimension

Afin de visualiser la distribution des caractéristiques sociales et scolaires des populations

étudiantes, nous appliquons aux données transformées 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 publics étudiants des universités. Cette approche a été particulièrement utilisée par des auteurs cherchant à produire des indices de statut socio-économique à partir de multiples variables caractérisant imparfaitement le milieu social (Vyas & Kumaranayake, 2006). Plus récemment, Rocher (2016, p. 16) 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) » 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 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 (Boutchénik *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

ENCADRÉ 1 – La base Système d'Information sur le Suivi de l'Étudiant (SISE)

La base SISE de 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, recense depuis 1995 les étudiants inscrits dans les principaux établissements universitaires. Un intérêt majeur de cette base est son caractère exhaustif : SISE recense la *totalité* des inscriptions (principales) prises dans les établissements recensés. En 2007, 1,4 millions d'étudiants sont présents dans SISE sur les 2,2 millions d'étudiants inscrits dans l'enseignement supérieur, soit un taux de couverture d'environ 63 %. 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, etc.) et actuelle (description de l'établissement d'inscription, du diplôme préparé, du niveau atteint dans le supérieur, etc.), ainsi que des informations sociodémographiques (sexe, CS du parent référent, nationalité, etc.) et géographiques (pays et commune de résidence de l'étudiant, de ses parents, etc.).

Une fois le codage de la CS des parents référents effectué et harmonisé (voir annexe 1), les tables des universités à partir desquelles nous travaillons sur toute la période contiennent 81 établissements et 18 variables construites à partir des tables individus initiales portant sur les étudiants.

parent référent (voir annexe 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 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 sur cette période réduite (non présentées ici) montrent que leur inclusion ne modifie pas les résultats obtenus.

Enfin, nous incluons le sexe des étudiants ainsi que le cycle d'inscription (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.

1.2. 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 A3-I en annexe 3). L'application du « critère du coude »² amène à retenir les deux premières composantes principales (CP) pour mener l'analyse. Le critère de Keiser³ 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

2. L'ACP ordonne les dimensions par ordre décroissant d'inertie. L'inertie a tendance à décroître rapidement sur les premières dimensions, puis plus lentement et régulièrement pour les dimensions suivantes, moins informatives. Le « critère du coude » consiste à retenir les dimensions avant la rupture de pente de l'inertie.

3. Le critère de Keiser consiste à choisir comme seuil l'inertie totale divisée par le nombre de dimensions. On retient alors les dimensions dont l'inertie est supérieure à la moyenne et on omet les autres.

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 l'article, nous analysons l'évolution de la 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 aux graphiques obtenus lorsque nous réalisons une ACP équivalente sur les données des années ultérieures – les positions des variables par rapport aux deux premières composantes principales varient toutefois quelque peu, de même que la qualité de la représentation du premier axe. L'évolution des coordonnées des universités dans le temps n'est donc pas immédiatement comparable. Pour pallier cette limite, les axes de l'ACP en 2007 sont fixés – l'ACP n'est réalisée qu'une seule fois, en 2007 – puis les données des années ultérieures sont projetées comme individus supplémentaires sur le plan factoriel de 2007. Les coordonnées des établissements sur le premier axe correspondent à la valeur de leur indice de composition sociale dans le temps. Cette procédure garantit que les axes de l'ACP mesurent la même chose chaque année, et que les valeurs successives de l'indice dans le temps sont comparables.

Une limite de cette analyse est qu'elle donne à l'année de référence – en l'occurrence, 2007 – un rôle singulier : les données des années ultérieures sont analysées par rapport à la structure intrinsèque des données de l'année 2007. Afin de s'assurer que les résultats obtenus ne dépendent pas de manière prépondérante de ce choix, nous avons reproduit l'analyse développée dans la suite de l'article en prenant chaque année de la période étudiée comme année de référence. La tendance observée à la hausse de la polarisation est robuste entre 2009 et 2015 quelle que soit l'année de référence, avec une variabilité plus marquée concernant les deux premières années de la période.

obtenues sur les deux premières dimensions synthétisent une grande partie de l'information contenue dans le nuage initial et se prêtent bien à l'interprétation.

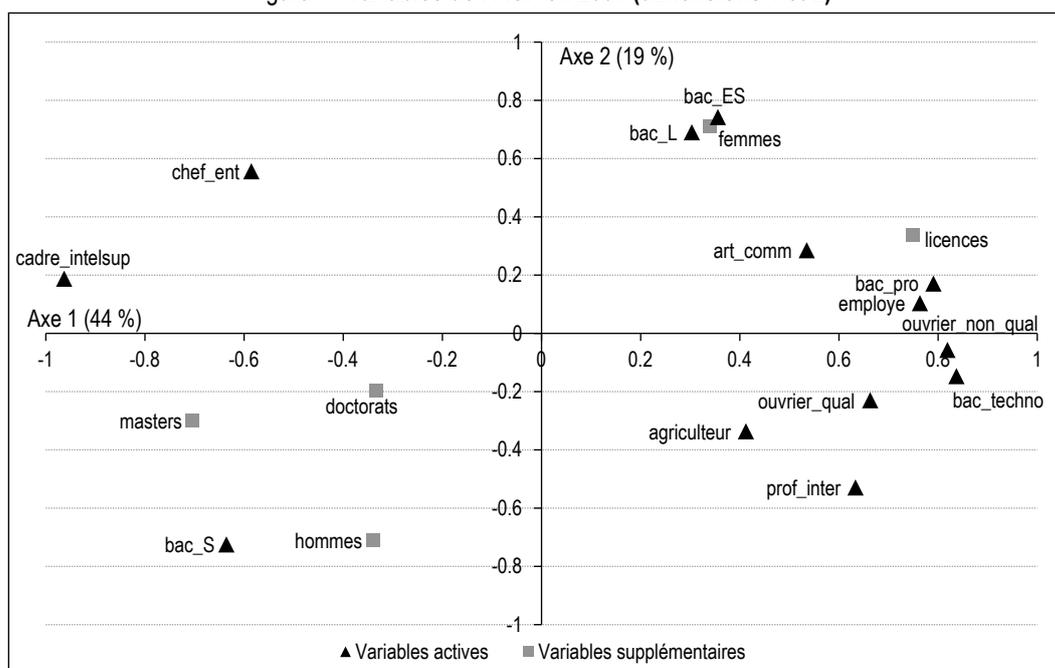
Le graphique des variables (figure I) permet d'analyser la structure des corrélations entre les variables actives et de donner une interprétation aux axes de l'ACP. Les variables contribuant le plus fortement au premier axe (horizontal) sont la part d'enfants de cadres ou professions intellectuelles supérieures 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 enfants des salariés les plus favorisés aux plus défavorisés, ce qui confirme la persistance d'écarts substantiels entre ces origines sociales quant à leurs trajectoires dans l'enseignement supérieur (Albouy & Tavan, 2007). Les enfants d'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 une corrélation avec l'axe 1 légèrement inférieure à celle des ouvriers qualifiés ; cela 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 des universités.

1.3. En statique, des inégalités importantes entre établissements

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

Figure I – Variables de l'ACP en 2007 (dimensions 1 et 2)



Lecture : la variable *cadre_intelsup* (qui donne pour chaque établissement le pourcentage d'étudiants dont le parent référent est cadre ou profession intellectuelle supérieure) est corrélée fortement et négativement avec le 1^{er} axe (-0.96) mais très faiblement avec le 2nd (+0.19).
Source et champ : MESRI-SIES, SISE ; universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur.

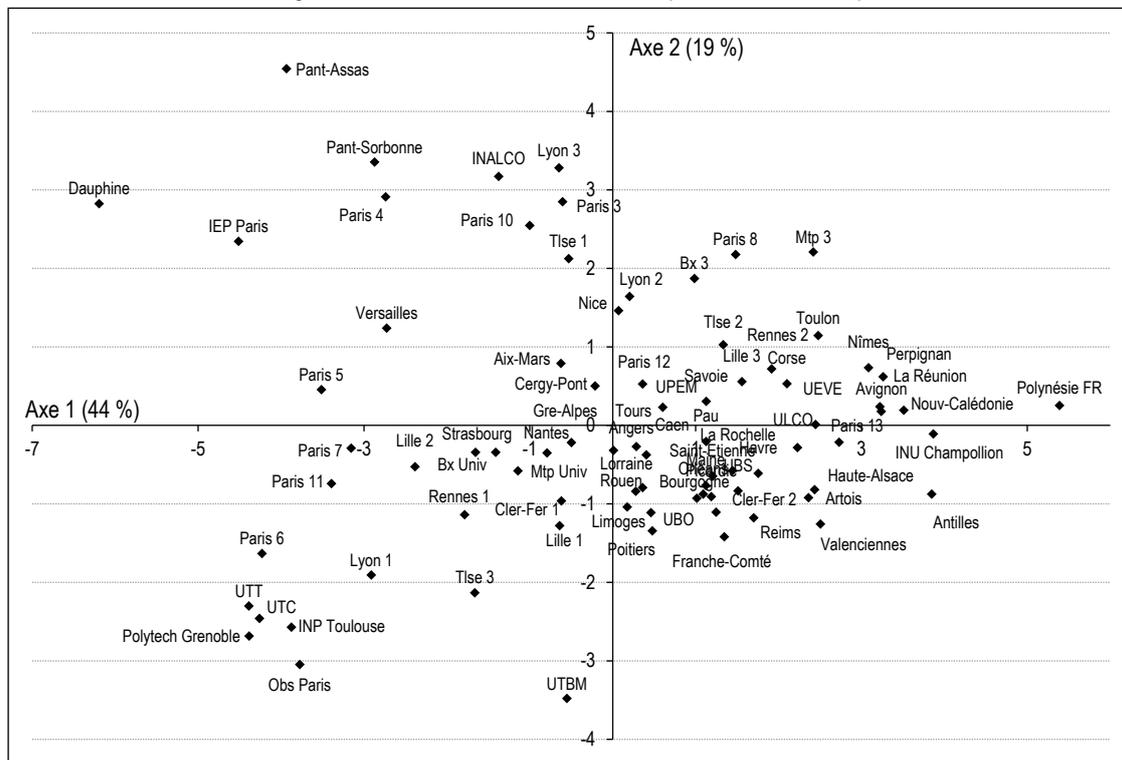
donnée, les établissements dont le domaine disciplinaire est à dominante scientifique de ceux à dominante littéraire et/ou économique et sociale. Cette interprétation est confirmée par le graphique des individus (figure II) : les universités à dominante littéraire apparaissent en haut du graphique là où celles à dominante scientifique, notamment les écoles d'ingénieur rattachées à des universités, apparaissent en bas.

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 l'interprétation que l'on peut en faire apparaissent d'autant plus pertinentes. Tout d'abord, la proximité importante entre respectivement la part de filles et celle de bacheliers ES/L est notable, de même qu'entre la part de garçons et celle de bacheliers S. Cette proximité confirme le constat fait, entre autres, par Rosenwald (2006) selon lequel bien que les filles tendent à connaître plus de succès dans leurs études quels que soient le niveau et la filière, elles restent 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 ce qui ne permet 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 observé sur l'axe de composition sociale apparaît sociologiquement pertinent. Ainsi, les établissements qui présentent les compositions étudiantes les plus favorisées sont en général ceux qui peuvent procéder à une sélection et parfois prélever des frais d'inscription importants : 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, la surreprésentation des universités parisiennes est patente. À l'opposé, à droite du graphique, apparaissent d'abord les universités des DOM, puis des villes moyennes de province, généralement du Nord (Valenciennes, Artois, Haute-Alsace) et du Sud-Est (Perpignan, Avignon, Nîmes, Toulon)

Figure II – Individus de l'ACP en 2007 (dimensions 1 et 2)



Source et champ : voir figure I.

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 (telle que décrite par exemple par 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 (cf. figure II). 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 ou professions intellectuelles supérieures 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). À l'autre extrémité de l'axe, cette part n'est que de l'ordre de 20 % dans les universités des DOM⁴, 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 quand ces derniers sont pratiquement 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.).

1.4. 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'ACP⁵.

Nous choisissons de retenir les deux premières dimensions de l'ACP pour construire la typologie. Le premier axe apparaît comme une mesure pertinente de la composition sociale des universités, mais il ne résume cependant pas complètement l'hétérogénéité sociale qui s'observe sur le plan factoriel. La variable indiquant les parts de bacheliers S, par exemple,

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, les logiques de différenciation sociale à l'œuvre dans l'enseignement supérieur sont donc plus complètement décrites. Par ailleurs, nous montrons *a posteriori* que les classifications obtenues sont sociologiquement pertinentes (cf. encadré 2).

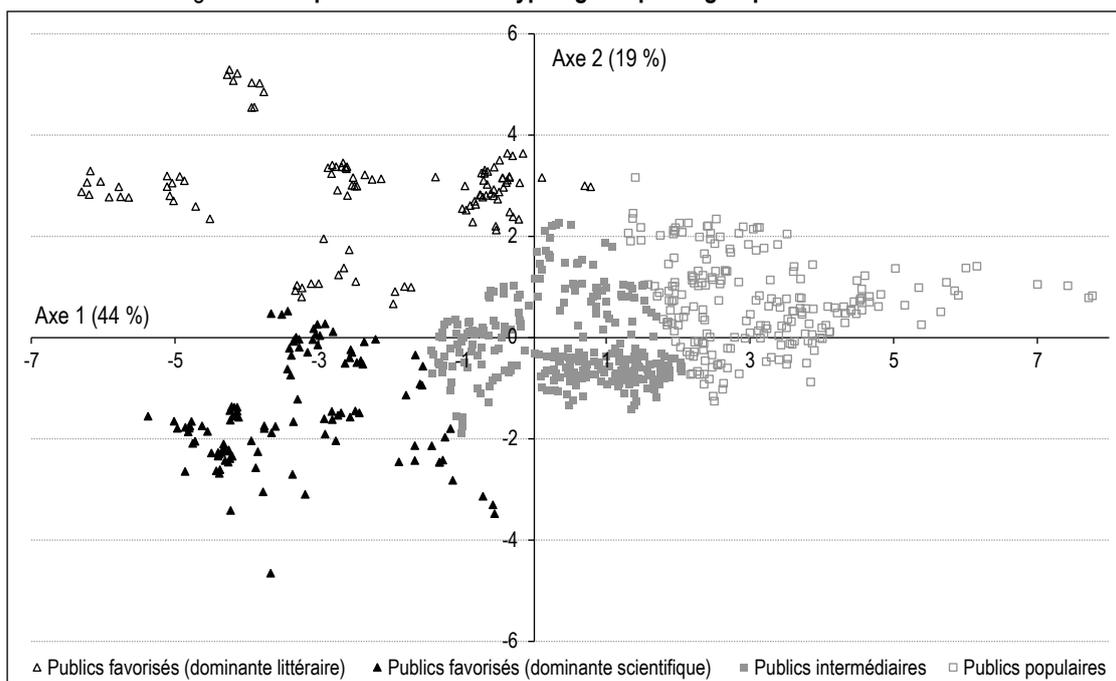
Au-delà de leur pouvoir descriptif, les typologies que nous présentons vont nous permettre d'appliquer par la suite la mesure de polarisation d'Esteban & Ray (1994) dans le cadre d'une analyse dynamique. Cette mesure repose en effet sur l'existence de groupes bien définis dans la population étudiée. 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 d'autre part, i.e. les éventuels changements de groupe de certains établissements sur la période étudiée qui se manifestent par 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 groupes produits gardent nécessairement la même interprétation au fil des ans, et l'on observe effectivement les changements de groupe de certains établissements sur la période étudiée.

De nombreux critères existent dans la littérature pour guider le choix du nombre de groupes. En pratique, ce choix résulte d'un arbitrage entre parcimonie et homogénéité des groupes, « 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). Suivant cette logique, nous choisissons de concentrer l'analyse sur la typologie à quatre groupes issue de la CAH (figure III). De manière schématique, la gauche du plan regroupe des établissements à composition favorisée, majoritairement parisiens, ainsi que des universités de grandes villes de province.

4. Nous avons vérifié que la restriction du champ aux seuls établissements métropolitains ne modifiait pas les principaux résultats.

5. 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).

Figure III – Représentation de la typologie à quatre groupes issue de la CAH



Source et champ : voir figure I.

La droite du plan est occupée par des établissements dont les publics sont d'origine sociale intermédiaire à populaire, majoritairement situés dans des villes de taille moyenne ainsi que dans les DOM. Par ailleurs, la classification distingue parmi les établissements à composition favorisée ceux dont le domaine disciplinaire principal est littéraire ou économique et social (en haut du plan) de ceux à caractère principalement scientifique (en bas). L'hétérogénéité suivant l'axe 2 est en effet beaucoup plus forte à gauche du plan, entre établissements à composition favorisée, alors que les établissements à population étudiante intermédiaire ou populaire, à droite du plan, apparaissent plus homogènes à cet égard. Ainsi, on peut distinguer au sein des établissements à compositions favorisées des établissements à dominante scientifique et d'autres à dominante littéraire, alors que les établissements à population étudiante intermédiaire comme populaire ne semblent pas marqués selon les domaines disciplinaires. En cela, il apparaît pertinent de séparer ces différents groupes car ils peuvent être caractérisés par des logiques de polarisation distinctes. Afin de limiter la sensibilité des résultats à la typologie retenue, toutes les analyses qui suivent ont été reproduites à partir des typologies à deux et trois groupes (voir figures A3-II et A3-III, annexe 3). Les résultats obtenus sont analogues dans tous les cas.

La pertinence de la typologie obtenue est confirmée par la description statistique des différents groupes (voir annexe 2). Sur le plan

de la composition sociale, le gradient social est net pour chacune des variables déterminantes de l'axe 1 entre les trois ensembles d'établissements (publics favorisés, publics intermédiaires, publics populaires). Ainsi, la part d'enfants de cadres ou professions intellectuelles supérieures atteint 52-54 % dans les deux groupes des publics favorisés, contre 38 % dans celui des publics intermédiaires et 28 % pour les publics d'origine populaire. À l'inverse, la part d'enfants d'ouvriers qualifiés ne dépasse pas 6 % dans les établissements à composition favorisée contre 13 % en moyenne dans ceux à 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 groupes.

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 par domaine disciplinaire. La part de titulaires d'un baccalauréat scientifique varie de 48 points entre les deux groupes à composition favorisée. Notons cependant que la part de titulaires d'un baccalauréat scientifique dans le groupe des établissements à composition sociale populaire est aussi faible que dans celui des établissements à composition favorisée et à dominante littéraire. 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 – et non sur le seul axe 1 – afin de capter l'ensemble des processus de différenciation sociale. À l'inverse, les titulaires d'un baccalauréat ES ou L sont fortement sous-représentés dans le groupe des compositions sociales favorisées à dominante scientifique et inversement surreprésentés dans les établissements à dominante littéraire. Néanmoins, l'hétérogénéité des groupes relativement à ces types de baccalauréat apparaît moins forte ; le rôle social de ces types de baccalauréat semble donc moins marqué, corroborant la position des variables associées sur le plan factoriel. Enfin, les variables indiquant la part de femmes et d'hommes sont respectivement très proches de celles indiquant les parts de titulaires d'un bac S et d'un bac ES/L, ce qui est conforme à une différenciation importante des disciplines selon le sexe déjà observée.

2. Une polarisation sociale croissante des établissements d'enseignement supérieur français

Le premier plan factoriel issu de l'ACP met en lumière, en statique, une hétérogénéité sociale importante des établissements. La littérature qui traite des évolutions récentes des politiques de l'enseignement supérieur, notamment du recours accru aux indicateurs quantitatifs de performance, suggère qu'il est possible d'observer un mouvement de polarisation du système d'enseignement supérieur (Van Parijs, 2009). Par ailleurs, il est possible que la démocratisation de l'accès à l'université s'accompagne d'une dimension ségrégative, à la manière de celle qui a pu être observée

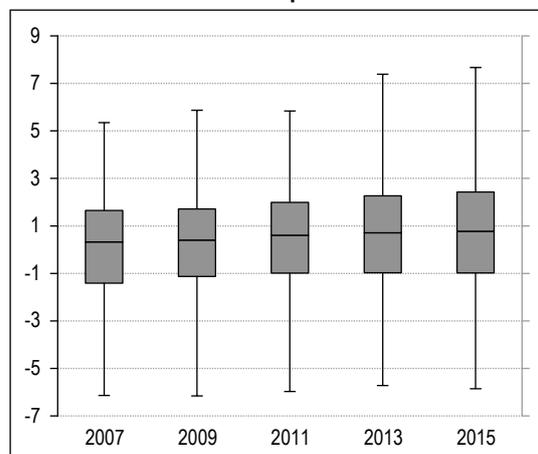
dans l'accès au baccalauréat (Merle, 2002). Par rapport à ces hypothèses, nous proposons une analyse dynamique basée sur deux indices différents : un indice de polarisation issu de la littérature économétrique, et un indice de ségrégation multi-groupes classiquement utilisé dans la littérature sur la ségrégation scolaire.

Nous examinons d'abord l'évolution de l'indice de composition sociale issu de l'ACP entre 2007 et 2015 (figure IV). Cette analyse a l'avantage de ne dépendre d'aucune typologie. L'écart-type de la distribution – qui constitue de fait une mesure du degré d'inégalité de la distribution des compositions sociales (McKenzie, 2005) – s'accroît de 15 % entre 2007 et 2015. L'écart interquartile augmente quant à lui de 11 %. Enfin, l'écart maximal, i.e. l'écart entre les établissements les plus éloignés sur l'axe de composition sociale – il s'agit tout au long de la période de l'université Paris-Dauphine et de l'université de la Polynésie Française – augmente de 18 % entre 2007 et 2015.

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 contourner cette limite consiste à analyser l'évolution des positions des différents établissements, en fonction de leur groupe, sur le plan factoriel. Pour ce faire, nous représentons l'évolution des barycentres de chaque groupe – i.e. les points moyens de chaque groupe sur les deux dimensions de l'ACP, pondérés par le nombre d'étudiants inscrits dans les différents établissements (figure V). Parmi les établissements à composition sociale favorisée, le groupe à dominante scientifique paraît se fermer, là où celui à dominante littéraire présente une légère ouverture sociale. De même, le groupe des compositions sociales intermédiaires s'ouvre légèrement. Enfin, le groupe d'établissements à composition populaire présente un décrochement continu vers la droite. Au final, il semble donc que l'aggravation des inégalités observée s'explique essentiellement par la dynamique des extrêmes : fermeture du groupe des établissements scientifiques à population étudiante favorisée et ouverture des établissements à population étudiante populaire.

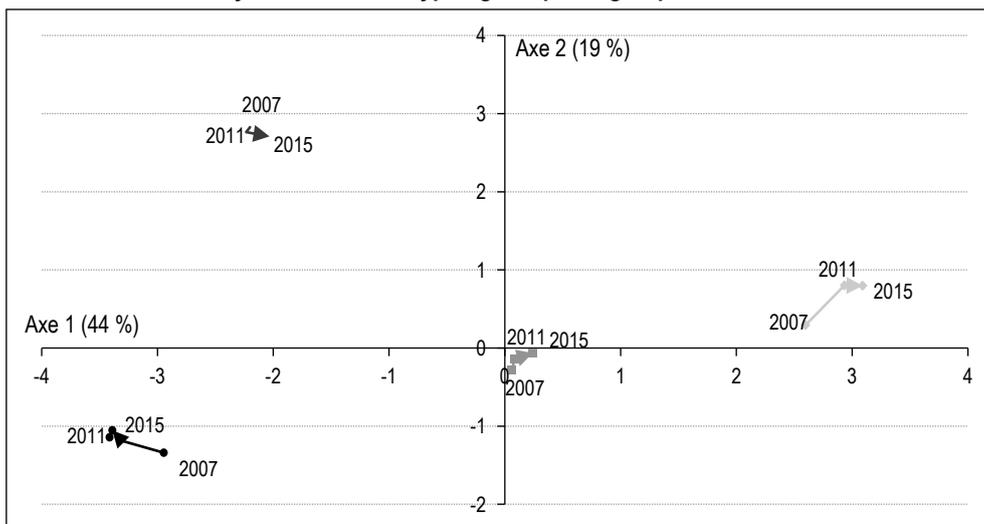
Afin d'approfondir ce point, nous mobilisons à présent deux indices économétriques permettant de mesurer l'hétérogénéité d'une population divisée en groupe : la ségrégation et la polarisation.

Figure IV – Évolution de la dispersion de l'indice de composition sociale



Note : l'unité est celle de l'axe de l'ACP.
Source et champ : voir figure I.

Figure V – Évolution des barycentres dans la typologie à quatre groupes 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.
Source et champ : voir figure I.

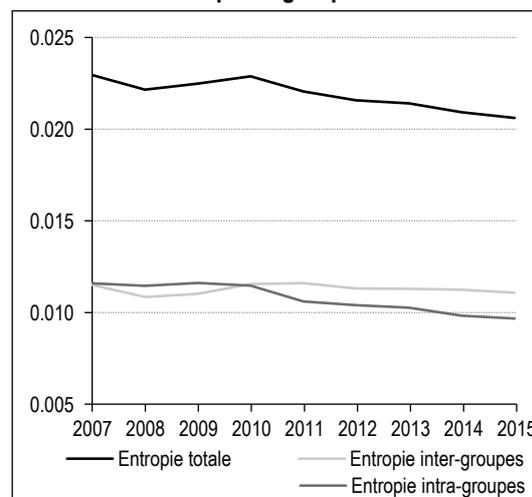
2.1. Une réduction de la ségrégation...

Nous employons tout d'abord l'indice d'entropie normalisé, classiquement utilisé dans la littérature traitant de la ségrégation scolaire et de son évolution. Les indices de ségrégation ont pour point commun de reposer sur la division d'une population au sein de plusieurs catégories, puis répartie dans différentes unités. La distribution observée des catégories au sein des différentes unités est ensuite comparée à la distribution globale de ces catégories dans la population, afin de quantifier l'écart à ce qui serait une distribution homogène des catégories. De nombreux indices ont été développés et appliqués dans la littérature, traduisant la multiplicité des situations auxquelles ces indices peuvent être confrontés – distribution binaire ou multi-catégories, variable utilisée pour caractériser les catégories, choix des unités, etc. Parmi les indices disponibles, nous retenons l'indice d'entropie normalisé H (pour une présentation formalisée voir Annexe en ligne – lien à la fin de l'article), qui est adapté à l'étude de la ségrégation multi-catégories ; cet indice possède un ensemble de propriétés souhaitables pour un tel indice, en particulier, des propriétés statistiques qui permettent la comparaison dans le temps, ainsi que la propriété de décomposabilité additive à la fois selon les catégories et les unités (voir Reardon & Firebaugh, 2002 pour une présentation détaillée de ces propriétés, ainsi qu'une comparaison formalisée avec plusieurs autres indices multi-catégories usuels). Du fait de ces avantages, cet indice a été largement utilisé dans la littérature traitant de la ségrégation multi-catégories en milieu scolaire (voir par

exemple Fack *et al.*, 2014 ; Givord *et al.*, 2016 pour des applications à l'enseignement secondaire en France).

Ici, les étudiants sont catégorisés selon leur origine sociale mesurée par la CS du parent référent, et répartis dans les établissements d'enseignement supérieur. Nous mesurons alors comment les CS du parent référent des étudiantes et étudiants se répartissent dans les quatre groupes issus de la CAH. L'indice de ségrégation affiche une baisse relativement lisse à partir de 2010, de l'ordre de 10 % au total (figure VI).

Figure VI – Évolution de l'indice d'entropie normalisé décomposé selon la typologie à quatre groupes



Lecture : en 2007, l'indice d'entropie normalisé vaut 0.023, somme de la composante inter-groupes (0.011) et de la composante intra-groupes (0.012).
Source et champ : voir figure I.

2.2. ... et une polarisation croissante

Nous testons maintenant l'hypothèse d'une polarisation 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, celle du revenu) s'accroît dans le temps. Or, comme le notent Esteban & Ray (1994), dans le cas d'un passage d'une distribution unimodale à une distribution bimodale au cours du temps – 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 polarisant (les établissements initialement mieux positionnés voient leur avance s'accroître). Le recours aux mesures de polarisation permet d'aller au-delà de cette limite des mesures d'inégalité.

Nous cherchons donc à appréhender une situation où la répartition de la composition sociale et des capitaux scolaires des populations étudiantes dans les universités françaises tend à évoluer d'une situation unimodale vers une situation bimodale ou multimodale, i.e. où la répartition autour de chaque mode tend à se concentrer et/ou les modes s'éloignent les uns des autres. Le cadre économétrique de la polarisation que nous mobilisons, proposé par Esteban & Ray (1994), est présenté de façon plus détaillée en Annexe en ligne. Ici, les groupes sont identifiés *a priori* grâce à la typologie issue de la CAH, nous utilisons donc la mesure développée dans l'article initial (pour une application de cette mesure à des données de revenu en France, voir Échevin & Parent, 2002).

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 groupes (de deux à quatre), homogènes en leur sein mais fortement hétérogènes entre eux comme le montrent les statistiques descriptives (voir annexe 2, tableau A2 pour la configuration à quatre groupes). Une condition est que chaque groupe soit « de taille significative ». Bien que cela soit assez vague, cela paraît vérifié ici, puisque les tailles relatives des groupes sont proches dans chacune des configurations.

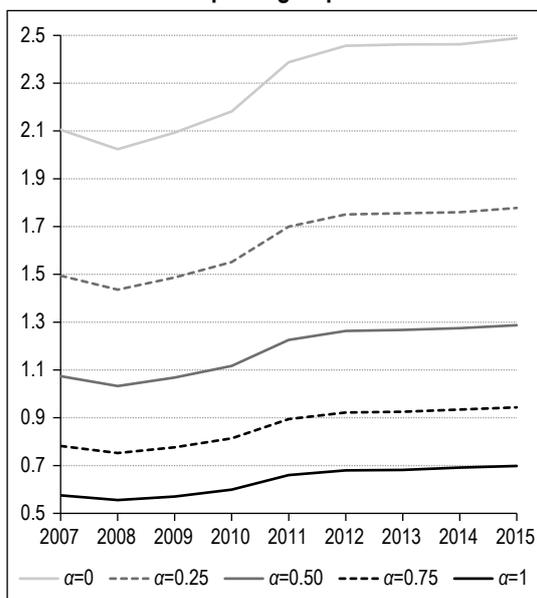
Par ailleurs, la constitution de groupes de pression regroupant des présidents d'université à la fin de la période étudiée nous amènent à penser que les aspects subjectifs de la polarisation pensée par Esteban & Ray (1994) sont également présents. En 2015, 21 présidents d'universités françaises ont signé 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 »⁶. Cette tribune, qui conduira à l'Alliance des Universités de Recherche et de Formation (AUREF), regroupe des signataires issus des groupes intermédiaire et populaire de notre typologie. À l'opposé du plan principal, on retrouve les établissements présidés par des signataires de la tribune de 2017 distinguant « quelques universités de recherche qui ont vocation à être compétitives au niveau mondial »⁷, et les membres de la coordination des universités de recherche intensive françaises (CURIF, créée en 2008 et depuis reconfigurée en Udice). 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, pour reprendre les termes d'Esteban & Ray (1994).

L'approche économétrique proposée par Esteban & Ray (1994) pour étudier l'évolution du degré de polarisation sociale entre les établissements (voir Annexe en ligne) conduit à un résultat inverse de celui qui ressortait de l'approche par la ségrégation. En effet, la polarisation sociale des établissements d'enseignement supérieur s'accroît entre 2005 et 2017 (figure VII). L'évolution du degré de polarisation est de l'ordre de 20 % pour notre typologie principale à quatre groupes. Ce résultat est robuste si l'on retient une typologie à 2 ou 3 groupes et il l'est également au choix du paramètre α de sensibilité à la polarisation, i.e. à l'hypothèse que l'on retient sur le degré d'homogénéité des groupes en statique (voir Annexe en ligne).

Ségrégation et polarisation présentent donc des dynamiques opposées. L'absence d'interprétabilité directe de ces deux indices rend difficile

6. <https://blogs.mediapart.fr/edition/les-invites-de-mediapart/article/290515/quel-avenir-pour-l-enseignement-superieur-et-la-recherche-francais>
7. https://lemonde.fr/idees/article/2017/05/30/enseignement-superieur-rapprocher-les-meilleurs-organismes-de-recherche-des-meilleurs-etablisements_5135898_3232.html

Figure VII – Évolution de l'indice de polarisation d'Esteban et Ray avec la typologie à quatre groupes



Lecture : en 2007, l'indice de polarisation d'Esteban et Ray est égal à 2.1 lorsque le paramètre de sensibilité à la polarisation est fixé à 0. Source et champ : voir figure I.

l'explication de ces évolutions divergentes. Un retour aux données brutes sur lesquelles sont basés les calculs de ces indices permet cependant d'avancer deux explications.

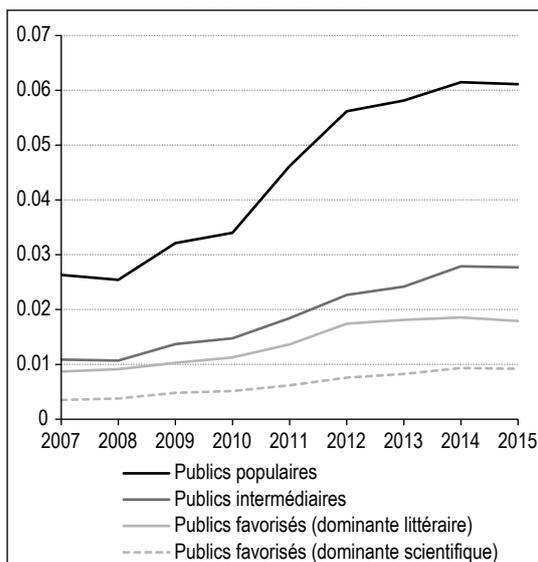
Une première possibilité est que cette divergence découle en partie de la différence de concepts que ces deux indices entendent mesurer. La décomposition de l'indice d'entropie selon les groupes issus de la CAH en une composante inter- et une composante intra-groupe montre que la quasi-totalité de la diminution de l'entropie totale sur la période s'explique par la diminution de la composante intra-groupe, là où la composante inter-groupes reste stable (figure VII). Ce constat signifie que l'essentiel de la baisse du niveau de ségrégation observée sur la période s'explique par une homogénéisation des différents groupes d'établissements en termes de composition sociale, et non par un rapprochement des différents groupes. Les différents établissements d'un même groupe ont donc des populations étudiantes de plus en plus similaires, en termes de CS du parent référent, mais l'écart entre un groupe et un autre reste stable. Une telle dynamique fait précisément partie de celles qu'entend mesurer l'indice de polarisation et qui le distingue des indices d'inégalité et de ségrégation classiques : une telle situation, où les centres des groupes étudiés ne s'écartent pas mais où, au sein de chaque groupe, les établissements se rapprochent du centre du groupe, tend à produire une distribution multimodale plus marquée, ce qui correspond

à l'axiome 1 de la polarisation (Esteban & Ray, 1994). Ségrégation et polarisation évoluent conjointement avec l'hétérogénéité entre les centres des groupes, mais de façon opposée avec l'hétérogénéité intra-groupe : lorsque l'hétérogénéité intra-groupe décroît, la ségrégation décroît mais la polarisation augmente.

Une seconde explication, également corroborée par les données, est que ces deux analyses ne reposent pas sur une même définition de l'origine sociale des étudiants. L'indice d'entropie n'est calculé qu'à partir de la CS du parent référent. L'indice synthétique de composition sociale produit par l'ACP – à partir duquel est calculé l'indice de polarisation – repose sur une définition plus large de la composition sociale des établissements, qui inclut les capitaux scolaires. En particulier, le graphique des variables de l'ACP (cf. figure I) montre que le baccalauréat professionnel constitue un marqueur social équivalent au fait d'être enfant d'employé ou d'ouvrier non qualifié. Or l'analyse précise de l'évolution du profil socio-scolaire des étudiants sur la période montre une augmentation considérable du nombre de titulaires d'un baccalauréat professionnel dans l'enseignement supérieur : leur nombre est multiplié par 2.6 entre 2007 et 2015, quand les évolutions des autres types de baccalauréat restent stables ou d'ampleur limitée (10 %). En déclinant cette évolution selon la typologie issue de la CAH, on observe que l'essentiel de cette augmentation est capté par les établissements appartenant au groupe des compositions sociales populaires, qui initialement concentraient déjà un taux significativement plus élevé de baccalauréats professionnels au sein de leurs effectifs (figure VIII). Ainsi, il semble que l'évolution particulièrement marquée du barycentre du groupe des établissements à composition sociale populaire (cf. figure V) s'explique en large partie par un accès sur la période 2007-2015 des titulaires d'un baccalauréat professionnel au système d'enseignement supérieur à la fois très conséquent et très inégalement réparti entre les établissements. Cette dynamique, captée par l'analyse de polarisation grâce à l'indice synthétique des capitaux socio-scolaires produits par l'ACP, ne pouvait être mise en évidence *via* une analyse de ségrégation reposant sur la seule CS du parent référent. C'est le caractère endogène de l'indice de polarisation qui permet de saisir les différentes dynamiques, là où la ségrégation nécessite de choisir *a priori*, au risque d'en omettre, les catégories pertinentes (ici le taux de bacheliers professionnels).

La conclusion de l'analyse dynamique dépend donc directement de l'opérationnalisation du

Figure VIII – Évolution de la part d'étudiants titulaires d'un baccalauréat professionnel au sein des quatre groupes issus de la CAH entre 2007 et 2015



Note : entre 2007 et 2015, le nombre d'étudiants titulaires d'un baccalauréat professionnel inscrits dans l'enseignement supérieur passe de 10 917 à 28 772.

Lecture : entre 2007 et 2015, la part d'étudiants titulaires d'un baccalauréat professionnel au sein du groupe des établissements à composition sociale populaire passe de 2.6 % à 6.1 %.

Source et champ : voir figure I.

concept utilisé pour mesurer la transformation de la distribution des compositions sociales. L'analyse d'un indice de polarisation conclut à son augmentation, dans la mesure où cette distribution apparaît de plus en plus marquée par l'existence de groupes d'établissements clairement identifiés par les capitaux socio-scolaires de leurs publics. En revanche, l'analyse d'un indice de ségrégation conclut à sa diminution, bien que celle-ci soit avant tout le produit de l'homogénéisation des compositions sociales au sein des groupes issus de la typologie. De manière générale, ces différentes analyses amènent à conclure que l'espace universitaire français, socialement fortement hétérogène au départ, n'affiche pas d'homogénéisation globale qui refléterait la convergence de la composition des publics étudiants dans les établissements sur la période étudiée.

3. Les « politiques d'excellence » de l'enseignement supérieur : une redistribution inversée ?

Nos résultats indiquent que les établissements d'enseignement supérieur se caractérisent, en statique, par une forte hétérogénéité sociale. Par ailleurs, cette hétérogénéité paraît s'accroître entre 2007 et 2015. Il apparaît cependant difficile d'identifier les causes d'un tel processus, qui est vraisemblablement multifactoriel.

Par exemple, nous avons montré que l'hétérogénéité (en statique) 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 ne correspond pas au lieu de résidence de ses parents. Dans les établissements accueillant des publics favorisés, ce même taux monte à 40 % dans le groupe à dominante scientifique, et 50 % dans le groupe à dominante littéraire. L'existence de cette mobilité rend difficile de conclure à une transmission mécanique de l'évolution des inégalités territoriales. Par ailleurs, la distribution des compositions sociales au sein des territoires apparaît relativement stable sur la période étudiée. Pour arriver à ce constat, nous reprenons l'indice d'entropie normalisé – qui permet utilement de quantifier l'évolution du degré de séparation entre plusieurs groupes sur un territoire – et l'appliquons aux distributions des catégories socioprofessionnelles par académie, calculées à partir des données des recensements récents. On observe ainsi une augmentation de 2 % de l'indice entre 1999 et 2010, suivie d'une diminution de 3.8 % entre 2010 et 2015, des évolutions qui ne semblent pas suffisantes pour expliquer les dynamiques observées du recrutement social dans l'enseignement supérieur.

Une polarisation accrue est une des prédictions théoriques émergeant de la littérature qui analyse la portée performative des dispositifs qui orientent en partie les politiques récentes de l'enseignement supérieur : initiatives d'excellence (Idex), utilisation des palmarès universitaires pour justifier les regroupements en communautés d'universités et établissements (COMUEs), etc. (Espeland & Sauder, 2007 ; Van Parijs, 2009 ; Halfman & Leydesdorff, 2010 ; Brusadelli & Lebaron, 2012 ; Paradeise & Thoenig, 2015). Cependant, la causalité entre ces deux phénomènes apparaît difficile à établir empiriquement, d'autant qu'une causalité inverse est possible : par exemple, une composition sociale favorisée pourrait « attirer » les initiatives d'excellence dans la mesure où le niveau moyen des étudiants

dans ces établissements serait plus élevé. Dans cette partie, nous nous intéressons au lien entre la composition sociale des établissements et le fait d'être distingué par de tels dispositifs. Nous nous concentrons particulièrement sur le cas des Idex, qui apparaissent comme un dispositif majeur – du fait des avantages financiers en jeu – des politiques de l'enseignement supérieur au cours de la période étudiée. Compte tenu de l'hétérogénéité sociale mise en évidence dans les précédentes analyses, cette relation pose de manière forte la question de l'équité et de la redistribution des ressources au sein de l'enseignement supérieur.

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 Idex représente 7.7 milliards d'euros, ce qui en fait de loin le poste le plus important⁸. En 2018, à l'issue des deux premières vagues des investissements d'avenir (PIA1 et PIA2), dix établissements sont porteurs du label Idex – dont trois en période probatoire : les projets de Saclay, Paris Sciences et Lettres et Université de Paris. Par ailleurs, les PIA2 ont également distingué parmi les Idex des Initiatives-Science–Innovation–Territoires–Économie (I-SITE), dont la capacité d'innovation est reconnue mais qui n'ont pas vocation à devenir des universités de

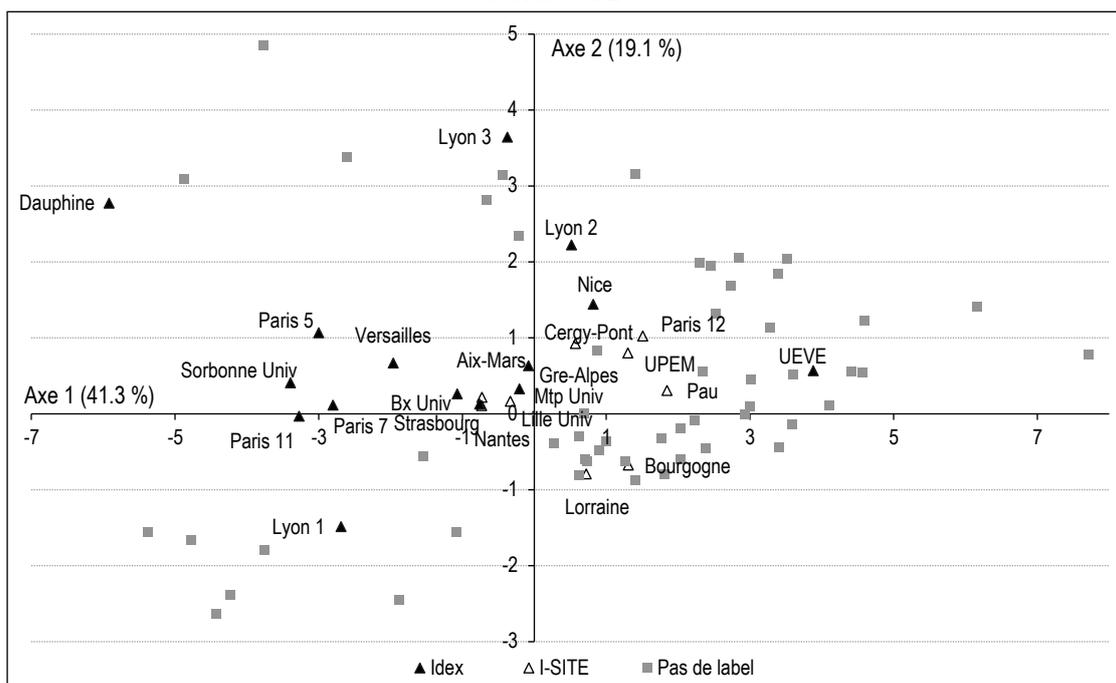
rang mondial, et qui par conséquent reçoivent des dotations substantiellement plus faibles que les Idex.

Nous représentons sur le plan factoriel les universités du champ couvert qui appartiennent à un regroupement – généralement, une COMUE – détenant le label Idex (figure IX). 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 périmètre comparable aux universités bénéficiant du label Idex.

Plusieurs 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 établissements de recherche. Si l'on disposait des données nécessaires pour reconstituer complètement les composantes d'enseignement de ces

8. Voir le Rapport relatif à la mise en œuvre et au suivi des investissements d'avenir de 2015 (https://www.performance-publique.budget.gouv.fr/sites/performance_publique/files/farandole/ressources/2015/pap/pdf/jaunes/jaune2015_investissements_avenir.pdf).

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



Source et champ : voir figure I.

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, etc.). 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.

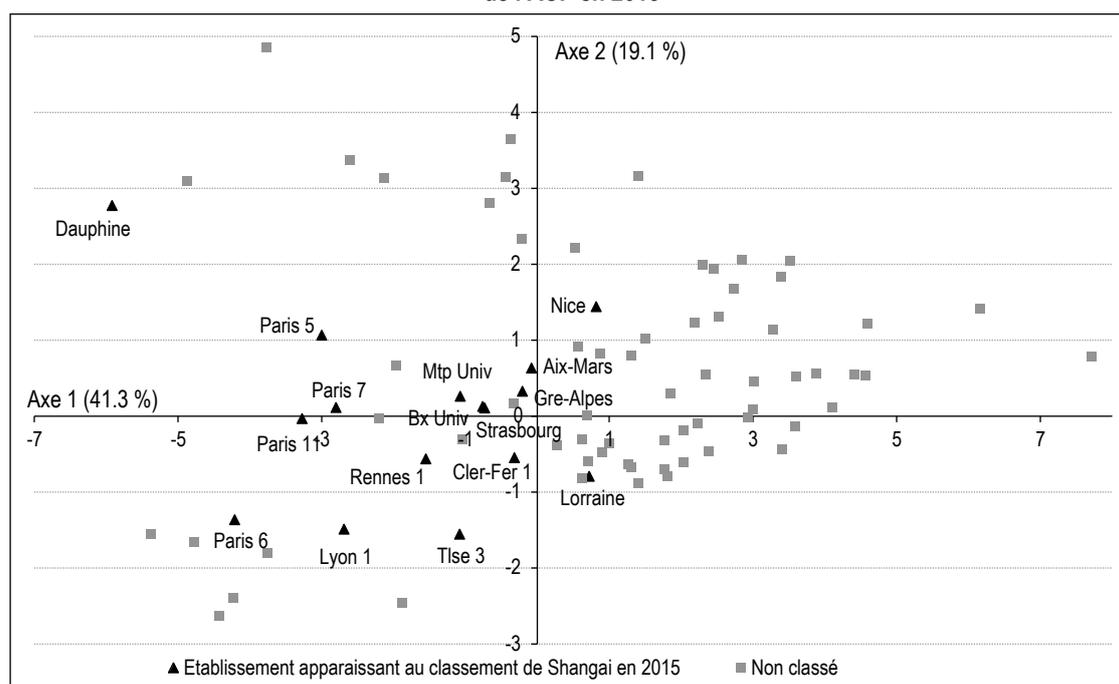
On remarque par ailleurs que la hiérarchie des Idex s'ordonne assez naturellement sur l'axe de composition sociale de l'ACP. Si l'on reprend les classifications issues de la CAH, les Idex appartiennent très majoritairement aux groupes d'établissements dont les publics sont d'origine sociale favorisée,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

Ainsi, les labels d'excellence et les financements exceptionnels correspondants sont attribués à des établissements qui concentrent les populations étudiantes les mieux dotées, reproduisant

au sein même du système universitaire une anti-redistributivité des moyens publics déjà bien connue entre ce système universitaire et le champ classes préparatoires-grandes écoles (Flacher *et al.*, 2018). D'autre part, la mise en concurrence des établissements pour l'obtention de ces labels se révèle sélectionner suivant la composition sociale des populations étudiantes, alors même que cette obtention ne dépend que d'une évaluation des projets institutionnels et scientifiques des établissements.

Un constat analogue peut être fait à propos des principaux palmarès universitaires, dont l'utilisation croissante dans la justification des politiques de l'enseignement supérieur est notée dès 2007 (Hazelkorn, 2007). Ces derniers sont notamment largement utilisés dans le cadre des appels à projets liés aux initiatives d'excellence : parmi les vingt lauréats des initiatives Idex et I-SITE, quatorze justifient leur projet par l'opportunité d'améliorer leur position dans le classement de Shanghai (Charpin *et al.*, 2017). Sans surprise, la projection des établissements apparaissant au classement de Shanghai en 2015 sur le plan factoriel recoupe largement celle des initiatives d'excellence, en particulier les établissements titulaires d'un Idex (figure X). Ainsi, ces palmarès, qui ne mesurent que très imparfaitement l'excellence universitaire du fait d'importantes faiblesses méthodologiques (Billaut *et al.*, 2010), s'avèrent également distinguer principalement des établissements

Figure X – Projection des établissements apparaissant au classement de Shanghai sur le plan factoriel de l'ACP en 2015



Source et champ : voir figure I.

dont la composition sociale est favorisée. On peut alors se demander dans quelle mesure ces différents dispositifs permettent de stimuler une réelle concurrence et d'attribuer davantage de moyens aux établissements les plus méritants, ou bien au contraire s'ils ne viennent pas conforter des établissements qui ne prennent en charge que marginalement la massification de l'enseignement supérieur.

* *
*

À partir des bases exhaustives des inscriptions étudiantes, nous montrons que le système universitaire français se caractérise par une forte hétérogénéité sociale. 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 que nous mobilisons suggèrent que l'hétérogénéité sociale observée n'a pas diminué significativement entre 2007 et 2015. Nous montrons aussi que les initiatives d'excellence (Idex), dispositif majeur des politiques récentes de l'enseignement supérieur, distinguent prioritairement des établissements dont la composition sociale est favorisée. Dans le contexte d'une forte massification scolaire qui n'est pas uniformément supportée par les établissements, ce constat justifie de repenser en profondeur la répartition des financements dans l'enseignement supérieur.

D'autres évolutions contemporaines laissent penser que cette polarisation pourrait se poursuivre 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 les autres peut renforcer 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, la présence d'une période d'ouverture sociale du système universitaire sans polarisation, ou moins forte, pourrait être testée. L'extension progressive du périmètre de la base SISE universités risque néanmoins de réduire la faisabilité 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 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 classes préparatoires aux grandes écoles 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 sociale vécue par la jeunesse étudiante. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5391223/ES_Avouac-Harari_Annexe-en-ligne_Online-Appendix.pdf

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>
- 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>
- 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* N° 1162. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/91/1/ip1162.pdf>
- Billaut, J. C., Bouyssou, D. & Vincke, P. (2010).** Should you believe in the Shanghai ranking? *Scientometrics*, 84, 237–263. <https://akjournals.com/view/journals/11192/84/1/article-p237.xml>
- 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. *Économie et Statistique*, 477, 5–23. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10532>
- Brinbaum, Y., Huguée, C. & Poullaouec, T. (2018).** 50 % à la licence... mais comment? Les jeunes de familles populaires à l'université en France. *Économie et Statistique*, 499, 79–105. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.499s.1941>
- Brusadelli, N. & Lebaron, F. (2012).** Les indicateurs de « performance » universitaire. *Savoir/Agir*, 4, 97–104. <https://doi-org.ezproxy.universite-paris-saclay.fr/10.3917/sava.022.0097>
- Charpin, J.-M., Filliatreau, G., Aimé, P., Dulbecco, P. & Foucault, M. (2017).** La prise en compte des classements internationaux dans les politiques de site. Rapport de l'IGF et de l'IGAENR. <https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/cid119176/la-prise-en-compte-des-classements-internationaux-dans-les-politiques-de-site.html>
- Convert, B. (2006).** *Les impasses de la démocratisation scolaire*. Paris: Raisons d'Agir.
- 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. *Économie & prévision*, 155, 13–30. <https://doi.org/10.3917/ecop.155.0013>
- 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 Polarization. *Econometrica*, 62, 819–851. <https://doi.org/10.2307/2951734>
- Fack, G., Grenet, J. & Benhenda, A. (2014).** L'impact des procédures de sectorisation et d'affectation sur la mixité sociale et scolaire dans les lycées d'Île-de-France. Institut des Politiques Publiques, Rapport N° 3. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02464102/>
- Flacher, D., Harari-Kermadec, H. & Moulin, L. (2018).** Régime par répartition dans l'enseignement supérieur : fondements théoriques et estimations empiriques. *Économie et institutions* [en ligne], 27. <https://doi.org/10.4000/ei.6233>
- 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>
- Givord, P., Guillerm, M., Monso, O. & Murat, F. (2016).** La ségrégation sociale entre les collèges : Quelles différences entre public et privé, aux niveaux national, académique et local ? *Éducation et Formations*, Massification scolaire et mixité sociale, 53–76. <https://hal.archives-ouvertes.fr/halshs-01447198/>
- Halfman, W. & Leydesdorff, L. (2010).** Is Inequality Among Universities Increasing? Gini Coefficients and the Elusive Rise of Elite Universities. *Minerva*, 48, 55–72. <https://arxiv.org/abs/1001.2921>
- Hazelkorn, E. (2007).** L'impact du classement des établissements sur la prise de décision dans l'enseignement supérieur. *Politiques et gestion de l'enseignement supérieur*, 19, 95–122. <https://doi.org/10.1787/hemp-v19-art12-fr>
- 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://www.sthda.com/english/upload/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*, pp. 116–148. Stanford (Cal.): Stanford University Press.
- Jauneau, Y. (2009).** Les employés et ouvriers non qualifiés. *Insee Première* N° 1250. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/672/1/ip1250.pdf>

- Marchand, O. (2010).** 50 ans de mutations de l'emploi. *Insee Première* N° 1312. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/583/1/ip1312.pdf>
- McKenzie, D.-J. (2005).** Measuring Inequality with Asset Indicators. *Journal of Population Economics*, 18, 229–260. <https://doi.org/10.1007/s00148-005-0224-7>
- Merle, P. (2002).** Démocratisation ou accroissement des inégalités scolaires? L'exemple de l'évolution de la durée des études en France (1988-1998). *Population*, 57(4-5), 633–659. <https://doi.org/10.2307/1534799>
- 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. *Économie et Statistique*, 424-425, 125–147. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8034>
- Reardon, S.-F. & Firebaugh, G. (2002).** Measures of Multigroup Segregation. *Sociological Methodology*, 32, 33–67. <https://doi.org/10.1111/1467-9531.00110>
- Robette, N. (2011).** Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires. Paris: CEPED.
- Rocher, T. (2016).** Construction d'un indice de position sociale des élèves. *Éducation et Formations*, 90, 5–27. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01350095/>
- Rosenwald, F. (2006).** Filles et garçons dans le système éducatif depuis vingt ans. Insee, *Données sociales : La société française*, pp. 87–94. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1371989/donsoc06i.pdf>
- Selz, M. & Vallet, L.-A. (2006).** La démocratisation de l'enseignement et son paradoxe apparent. Insee, *Données sociales: La société française*, 101–107. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1371955/donsoc06k.pdf>
- Truong, F. (2015).** Comment les « nouveaux étudiants » s'ajustent aux études supérieures par le bas. *Diversité*, 181, 68–73. https://www.academia.edu/16262361/Comment_les_nouveaux_%C3%A9tudiants_s_ajustent_aux_%C3%A9tudes_sup%C3%A9rieures_par_le_bas
- 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>
- Vyas, S. & Kumaranayake, L. (2006).** Constructing Socio-Economics Status Indices: How to Use Principal Components Analysis. *Health Policy and Planning*, 21, 459–468. <https://doi.org/10.1093/heapol/czl029>
-

ANNEXE 1

CODAGE DE LA CS DES PARENTS RÉFÉRENTS ET HARMONISATION

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. Compte tenu de la taille de notre échantillon – l'analyse portant non sur les étudiants mais sur les 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, en particulier en termes de capitaux sociaux et culturels, 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 la base

Le codage de la 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 couvert par la base. 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.

TYPLOGIE À QUATRE GROUPES

Tableau A2 – Description des groupes issus de la CAH en 2007

%

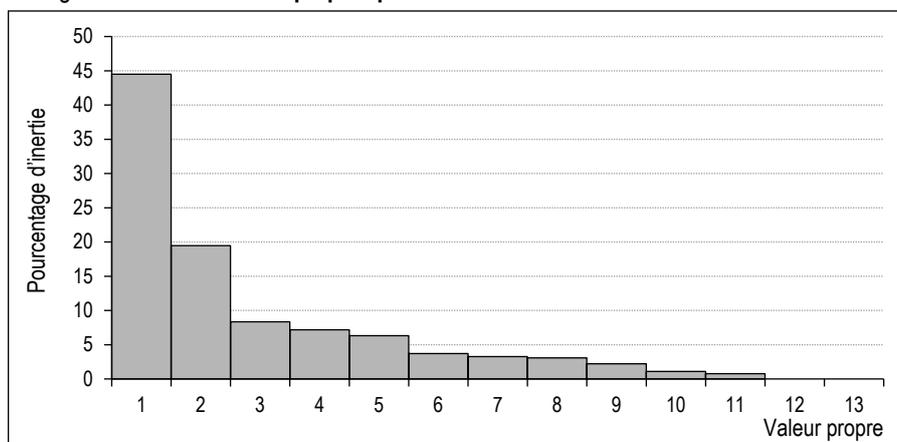
Groupe	Publics favorisés (dominante scientifique)	Publics favorisés (dominante littéraire)	Publics intermédiaires	Publics populaires	Ensemble
Homme	50	37	43	41	43
Femme	50	63	57	59	57
Bac S	77	29	48	31	48
Bac ES	10	34	24	26	23
Bac L	5	28	15	22	16
Bac Pro	0	1	1	3	1
Bac Techno	8	8	12	19	12
Agriculteur	2	1	3	3	2
Art.-Comm.	6	6	6	7	6
Chef d'ent.	3	4	2	2	2
Cadre et P. Intel. sup.	52	54	38	28	41
Prof. inter.	17	13	19	20	18
Employé	13	14	17	22	17
Ouvrier qual.	6	6	11	13	10
Ouvrier non qual.	2	2	3	5	3
Licence	53	61	67	79	66
Master	42	34	30	20	31
Doctorat	5	5	3	2	3
Nb. étudiants	136 656	122 464	581 775	115 510	956 405

Lecture : en 2007, les établissements à dominante scientifique dont les publics sont d'origine sociale favorisée comptent 50 % d'hommes, 77 % de titulaires d'un baccalauréat scientifique, 2 % d'étudiants dont le parent référent est agriculteur et 53 % d'étudiants inscrits en licence.
Source et champ : MESRI-SIES, SISE ; universités françaises et grands établissements placés sous la tutelle du ministre chargé de l'enseignement supérieur.

ANNEXE 3

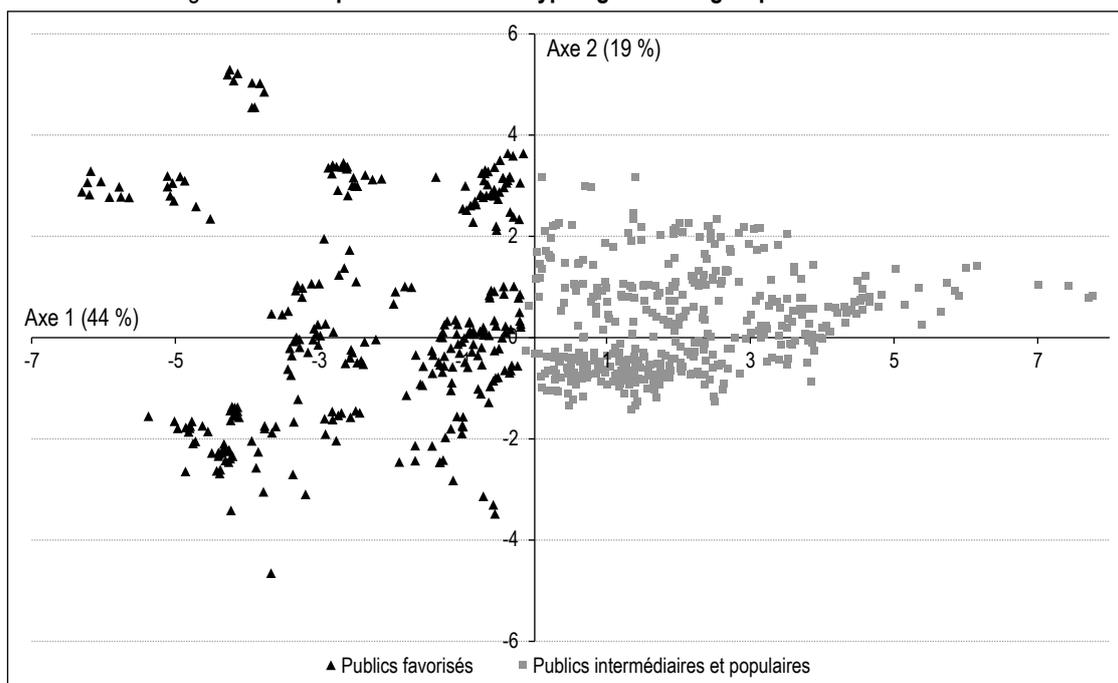
L'ACP ET LA TYPOLOGIE

Figure A3-I – Variance expliquée par les différentes dimensions de l'ACP en 2007



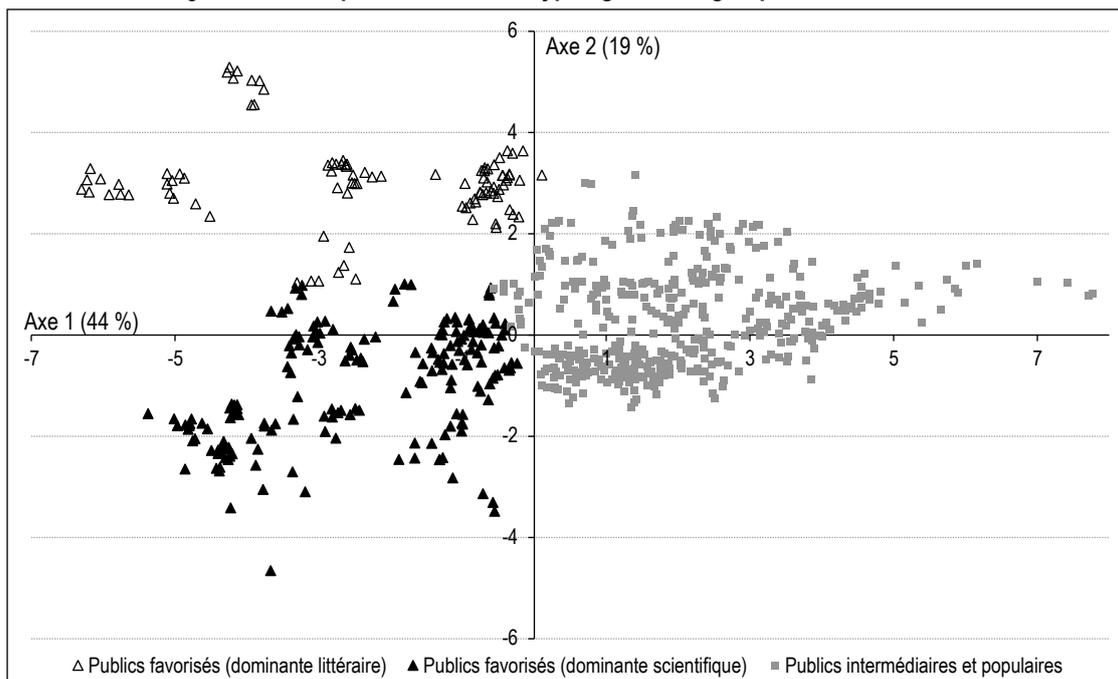
Lecture : la 1^{ère} dimension de l'ACP reproduit 44 % de l'inertie du nuage initial.
 Source et champ : voir figure I.

Figure A3-II – Représentation de la typologie à deux groupes issue de la CAH



Source et champ : voir figure I.

Figure A3-III – Représentation de la typologie à trois groupes issue de la CAH



Source et champ : voir figure I

La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise : quel impact sur la performance et la politique de distribution des liquidités dans le SBF 120 (2000-2014) ?

Employee Participation in Corporate Governance: What Impact Does It Have on Performance and Cash Distribution Policy in the SBF 120 (2000-2014)?

Cécile Cézanne* et Xavier Hollandts**

Résumé – Cet article analyse l'impact de la participation des salariés au capital et aux instances de gouvernance sur la performance et la politique de distribution des liquidités d'entreprises françaises. Ce travail empirique est réalisé à partir de données issues de la combinaison de trois sources (IODS, Eikon et Thomson Reuters) pour un échantillon de sociétés cotées en France sur la période 2000-2014. Nos résultats indiquent que la participation des salariés à la gouvernance d'entreprise a divers effets : l'actionnariat salarié permet d'accroître la rentabilité des entreprises mais aussi de freiner leurs pratiques de versements de dividendes et de rachats d'actions. Parallèlement, la participation des salariés au conseil d'administration (ou de surveillance) modère les versements de dividendes aux actionnaires. Ces résultats s'inscrivent dans une perspective de réflexion sur le renouvellement de la gouvernance d'entreprise et l'évolution de la politique de distribution des liquidités.

Abstract – This article analyses the impact of employee shareholding and participation in governance bodies on the performance and cash distribution policy of French companies. This empirical work is based on data from a combination of three sources (IODS, Eikon and Thomson Reuters) for a sample of listed companies in France over the period 2000-2014. Our results indicate that employee participation in corporate governance has various effects: employee shareholding makes it possible to increase the profitability of companies but it also allows for the curbing of their dividend payment and share buyback practices. At the same time, employee participation in the board of directors (or supervisory board) moderates the payment of dividends to shareholders. These results form part of the discussion on the renewal of corporate governance and the development of cash distribution policy.

Codes JEL / JEL Classification : G32, G35, J54, L25

Mots-clés : gouvernance d'entreprise, actionnariat salarié, codétermination, distribution de dividendes, rachats d'actions

Keywords: corporate governance, employee shareholding, co-determination, dividend distribution, share buybacks

* Université Côte d'Azur, CNRS, GREDEG (cecile.cezanne@univ-cotedazur.fr) ; ** Kedge Business School et ClerMa (Xavier.Hollandts@kedgebs.com)
Les auteurs remercient deux évaluateurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis d'améliorer de manière significative les versions successives de l'article. Ils déclarent ne pas avoir de conflit d'intérêts en lien avec le texte du présent article.

Reçu en janvier 2020, accepté en février 2021.

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

Citation: Cézanne, C. & Hollandts, X. (2021). Employee Participation in Corporate Governance: What Impact Does It Have on Performance and Cash Distribution Policy in the SBF 120 (2000-2014)? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 85–107. doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2061

La participation des salariés dans le capital des entreprises connaît un développement important depuis les années 1970 dans la plupart des économies occidentales (Crafo & Rebérioux, 2019). En Europe, comme aux États-Unis (depuis la loi Erisa de 1974), les différents gouvernements ont constamment soutenu la diffusion des mécanismes de participation financière et d'épargne salariale aux salariés du secteur privé¹ (Gomez, 2019). En France, l'intéressement (depuis 1959) et la participation (depuis 1967) constituent les principales sources d'alimentation de l'épargne salariale, qui répond pour partie à des problématiques de pouvoir d'achat et de constitution d'un capital retraite (Aglietta & Rebérioux, 2005 ; Aglietta, 2019). Les données des enquêtes de la Dares (Direction de l'Animation de la Recherche, des Études et des Statistiques) montrent de façon constante que, selon les années, 7 à 9 millions de salariés ont accès à au moins un dispositif d'épargne salariale (participation, intéressement, plan d'épargne entreprise). Fin 2017, cela concerne 8.8 millions de salariés soit 49.9 % des salariés français du secteur marchand non agricole (Boutier, 2019).

La participation financière et l'épargne salariale, généralement converties en actionnariat salarié, permettent aux collaborateurs d'une entreprise d'investir les sommes détenues (souvent dans des conditions avantageuses en raison de décote et d'abondement) en actions ou parts sociales de la société qui les emploie (Desbrières, 2002). L'actionnariat salarié a connu un développement régulier dans la plupart des pays occidentaux. La

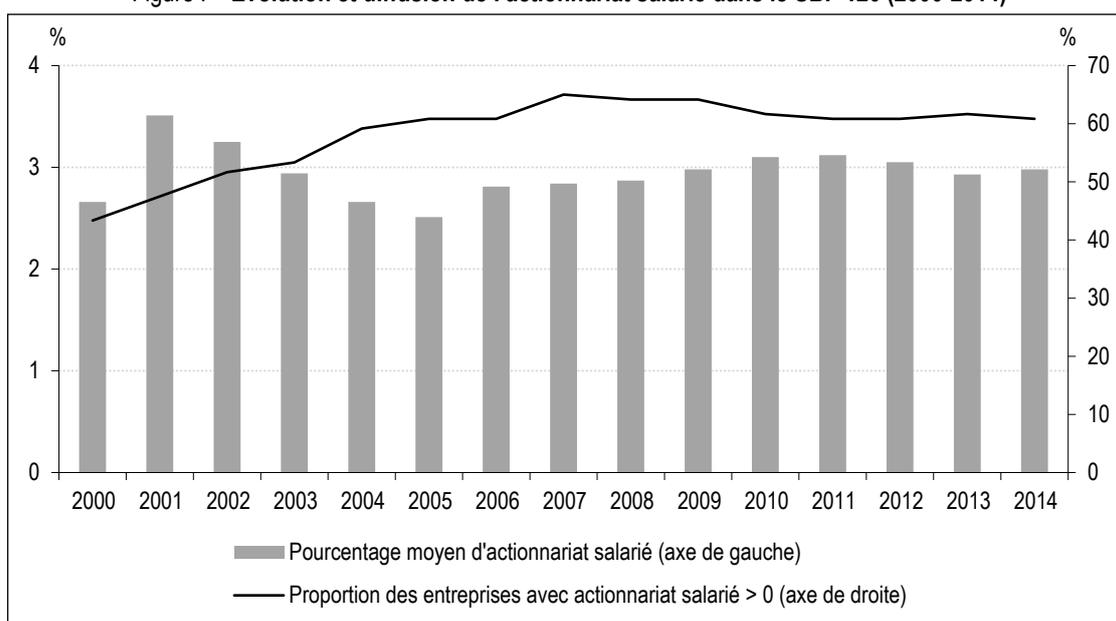
France se distingue par des niveaux importants de diffusion et de détention de capital par les salariés. Selon les chiffres de la Fédération européenne de l'actionnariat salarié (FEAS), environ 3 millions de salariés employés dans les grandes entreprises françaises ont accès à un dispositif spécifique d'actionnariat salariés (FEAS, 2018, p. 30). En France, comme dans les autres pays, l'actionnariat salarié a la particularité d'être concentré avant tout dans les sociétés cotées et il est évidemment plus fortement développé dans les très grandes entreprises. Il concerne 82 % des entreprises de plus de 1 000 salariés contre seulement 14.5 % des entreprises de 10 à 49 salariés (Boutier, 2019). Parmi les entreprises du SBF 120² que nous allons étudier, plus de la moitié comporte un actionnariat salarié (figure I). Le taux moyen d'actionnariat salarié s'établit sur la période 2006-2018 à 3.72 % du capital alors que la moyenne européenne se situe à 1.57 % (FEAS, 2018).

Au niveau de l'entreprise, les mécanismes de participation et de partage des profits permettent de transférer directement une partie des richesses produites aux salariés, ce qui a un effet positif sur leur fidélisation, leur satisfaction et leur

1. Épargne salariale, participation financière et actionnariat salarié sont des notions qui se recoupent en grande partie. L'épargne salariale englobe l'intéressement, la participation aux résultats de l'entreprise et les plans d'épargne salariale. En général, ces sommes sont converties, sous certaines conditions, en support d'investissement en actions de l'entreprise et alimentent donc les mécanismes de participation des salariés au capital (actionnariat salarié) (Desbrières, 2002 ; Boutier, 2019).

2. Cet indice, qui signifie Société des Bourses Françaises, regroupe les 120 plus grandes entreprises en termes de capitalisation boursière et de volumes d'échanges sur le marché Euronext Paris.

Figure I – Évolution et diffusion de l'actionnariat salarié dans le SBF 120 (2000-2014)



Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF 120.

engagement professionnel (Kruse, 1996 ; Blasi *et al.*, 2003 ; Robinson & Zhang, 2005). Il est alors fréquent d'observer une relation positive entre participation, partage des profits et performance de l'entreprise, par l'intermédiaire d'une augmentation de l'implication et de la productivité des salariés (Jones & Kato, 1995 ; Doucouliagos *et al.*, 2020).

Dans ce contexte, la participation financière des salariés constitue un signe évident de diffusion d'une culture actionnariale à l'intérieur des entreprises (Aglietta & Rebérioux, 2005 ; Aglietta, 2019). Elle permet aux salariés de bénéficier d'une partie de la valeur créée tout en leur offrant un levier substantiel pour agir au niveau de la gouvernance de l'entreprise (Boatright, 2004 ; Faley *et al.*, 2006). En effet, les actionnaires salariés possèdent collectivement une fraction, généralement substantielle, des titres de l'entreprise qui les emploie, et bénéficient des droits qui y sont rattachés (droit au dividende, droit de vote à l'assemblée générale des actionnaires). Ce pouvoir juridique est d'autant plus important que le reste du capital est ordinairement dilué et que peu d'actionnaires exercent leurs droits de vote. Par ailleurs, certaines clauses statutaires ou extrastatutaires leur offrent des droits de vote supplémentaires ou atténuent l'incidence des votes d'autres groupes d'actionnaires (Desbrières, 2002). Les actionnaires salariés ont dès lors un rôle de plus en plus important en jouant un rôle de pivot dans certaines stratégies actionnariales (Balsmeier *et al.*, 2013). Même minoritaires, ils peuvent ainsi peser sur le contrôle des décisions lorsqu'ils créent ou rejoignent une coalition

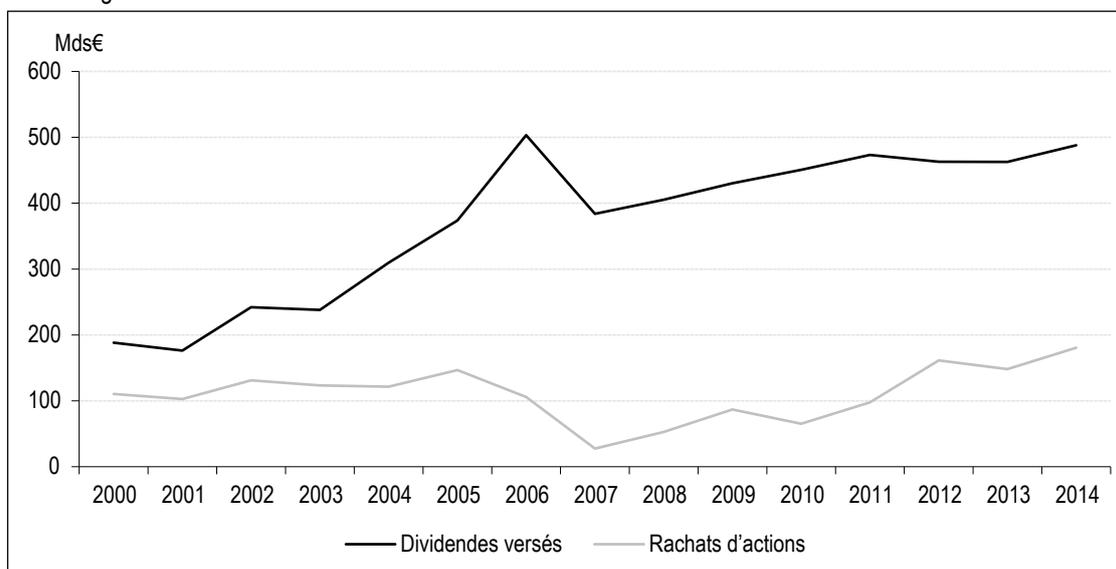
d'actionnaires (Charléty, 2018). Depuis une quinzaine d'années, les évolutions législatives³ renforcent le poids des actionnaires salariés dans la gouvernance d'entreprise en leur octroyant une représentation au conseil d'administration (ou de surveillance) des sociétés cotées (Hollandts & Aubert, 2019 ; Crifo & Rebérioux, 2019). Alors que cette tendance semble aller dans le sens d'une gouvernance incluant plus fortement les salariés et d'un capitalisme plus inclusif, on assiste en parallèle à des records de distribution de liquidités à destination des actionnaires (Driver *et al.*, 2020). La figure II décrit cette tendance pour l'échantillon que nous analysons dans le cadre de cet article.

En Europe, la France serait même le pays versant le plus de liquidités aux actionnaires (Trabelsi *et al.*, 2019). En 2019, 60,2 milliards d'euros ont été distribués sous forme de rachat d'actions et de dividendes aux actionnaires des sociétés du CAC 40 (+12 % par rapport à 2018 et en augmentation régulière depuis 2009)⁴ avec un taux moyen de distribution de 48 % des profits des entreprises de l'échantillon. Cette tendance est caractéristique du contexte de financiarisation croissante de l'économie et d'une gouvernance majoritairement orientée vers les actionnaires – voir à ce sujet les travaux

3. La loi du 30 décembre 2006 impose une représentation des actionnaires salariés au conseil d'administration des sociétés cotées. La loi du 22 mai 2019 relative à la croissance et la transformation des entreprises (loi PACTE), élargit même ce dispositif aux entreprises non cotées les plus importantes (au-delà de 1 000 salariés en France ou 5 000 si l'entreprise est présente en France et à l'étranger, voir article 184 de la loi PACTE).

4. <https://www.lerevenu.com/bourse/dividendes-vers-un-record-en-2019-avec-plus-de-50-milliards-deuros-distribues-par-le-cac-40> et Verminnem.net (2020).

Figure II – Évolution des versements des dividendes et des rachats d'actions dans le SBF 120



Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF 120.

de Lazonic & O'Sullivan (2000) et Lazonick (2018) dans le contexte anglo-saxon ou Auvray *et al.* (2016) et Aglietta (2019) dans le contexte français. Actuellement, ce sont bien les actionnaires qui profitent le plus de la distribution des profits (Driver *et al.*, 2020) alors qu'ils peuvent également bénéficier aux salariés ou à l'entreprise elle-même.

Dans ce contexte caractérisé par une progression de l'actionnariat salarié, il nous paraît opportun de nous interroger sur les conséquences financières de la participation des salariés au capital et aux organes de décisions stratégiques. En quoi cette participation influence-t-elle la relation entre l'entreprise et ses actionnaires ? Dans quelle mesure cette pratique interfère-t-elle avec les décisions en matière de partage des profits ? L'objectif de cet article est double : analyser l'impact de la participation des salariés au capital et aux instances décisionnelles (i) sur la performance de l'entreprise et (ii) sur sa politique de distribution des liquidités. Ce travail empirique est réalisé sur données originales à partir d'un échantillon d'entreprises cotées en France entre 2000 et 2014. C'est à notre connaissance l'un des tous premiers travaux sur le sujet réalisé sur données françaises, sur une période récente et relativement longue. Le cas français est d'autant plus intéressant à étudier qu'il constitue un régime hybride de gouvernance d'entreprise, à mi-chemin entre les modèles germaniques et nordiques (comportant une présence obligatoire d'administrateurs salariés sans lien avec l'actionnariat salarié *via* la codétermination) et les modèles anglo-saxons (affichant un actionnariat salarié important mais sans représentation des salariés au niveau de la gouvernance). Cette étude économétrique prolonge et complète des travaux antérieurs portant sur le lien entre actionnariat salarié et politique financière des entreprises (Aubert *et al.*, 2016 ; 2017 ; Ginglinger *et al.*, 2011). Elle éclaire et analyse ce phénomène à partir de l'exploitation de données plus récentes sur les grandes capitalisations boursières françaises, à la lumière d'évolutions récentes.

Après une revue de la littérature sur les effets de la participation des salariés, nous présentons les données, les variables et une première approche descriptive (section 2), puis la méthode d'estimation et les résultats (section 3).

1. Une revue de la littérature

La littérature sur les effets de la participation des salariés s'est développée dans deux directions qui nous intéressent ici : en analysant ses effets

sur la performance de l'entreprise, et sur sa politique de distribution de liquidités.

1.1. Participation des salariés et performance de l'entreprise

Une partie de la littérature académique historiquement datée considère, dans la lignée de l'analyse de Jensen & Meckling (1979), que toute forme d'association collective (partielle, majoritaire ou totale) des salariés au capital et/ou aux décisions de l'entreprise est insatisfaisante par rapport à une configuration optimale caractérisée par une séparation stricte entre actionnaires, dirigeants et salariés. En substance, selon Jensen & Meckling (1979), la participation des salariés (au capital et/ou aux décisions) est imposée aux entreprises par les autorités publiques et conduit à des défaillances qui pénalisent la gouvernance et la performance de l'entreprise. Pour les auteurs, la principale de ces défaillances provient de l'horizon temporel dans lequel s'inscrivent les salariés, qui est limité par l'échéance de leurs contrats de travail. Les salariés sont alors naturellement enclins à choisir des projets d'investissement qui correspondent au terme de leurs contrats de travail au détriment du développement de l'entreprise, dont l'horizon est supposé infini. Par ailleurs, ils exposent l'entreprise et ses actionnaires à des risques de *hold-up* qui se manifestent dans la promotion de décisions liées à l'augmentation des salaires et des prestations sur la base de comportements opportunistes. Les salariés cherchent à accroître les avantages dont ils peuvent bénéficier ce qui peut les conduire à réduire, retarder ou éliminer les investissements nécessaires au développement des actifs spécifiques à l'entreprise et à grever d'autant sa compétitivité. Autrement dit, en l'absence d'un système d'incitation efficace, les salariés actionnaires, qui agissent selon un horizon temporel limité, tendent à sous-investir et privent l'entreprise d'une partie de la richesse qu'elle pourrait créer.

Si au niveau collectif la participation des salariés peut être préjudiciable, au niveau individuel elle peut en revanche avoir des effets positifs liés à l'alignement des intérêts. Dans le prolongement des enseignements traditionnels de la théorie de l'agence (Jensen & Meckling, 1976 ; Holmström & Milgrom, 1994 ; Hart, 1995 ; Shleifer & Vishny, 1997), l'actionnariat salarié constitue un outil efficace d'incitation individuelle et de contrôle orientant les collaborateurs de l'entreprise concernés vers une stratégie conforme à la maximisation de la valeur actionnariale. La participation directe des

salariés au capital de l'entreprise peut être perçue comme un moyen accordé aux actionnaires pour transférer *ex ante* une partie du risque de l'activité de l'entreprise aux salariés, en particulier ceux apportant les ressources les plus critiques (Aglietta & Rebérioux, 2005). Plus précisément, la délégation de droits de propriété représente un indicateur du contrôle résiduel de la firme (incarnée par ses actionnaires) sur ses salariés clés, mais aussi une mesure du partage de la rente résiduelle pour les encourager à adopter un comportement visant à satisfaire l'objectif de maximisation de la valeur des fonds propres de la firme. L'ouverture du capital permet d'aligner les intérêts des salariés sur ceux des actionnaires et contribue à résoudre les conflits d'agence potentiels. C'est ce que suggèrent également – quoique sur la base d'une représentation de la firme radicalement différente – Blair (1999, 2012) dans une approche juridique, ou Kruse (1996) dans une perspective managériale. Ces auteurs avancent que le développement de l'actionnariat salarié permet de lutter contre les tentatives de *hold-up* liées au risque de sous-investissement en capital humain⁵, notamment en raison des gains monétaires associés à la prise de participation des salariés au capital. Il entraîne parallèlement des effets positifs sur l'incitation individuelle à investir conduisant à une augmentation de la productivité des salariés (Doucouliagos *et al.*, 2020 ; Jones & Kato, 1995).

De nombreuses études empiriques sur le sujet montrent une relation positive entre l'actionnariat salarié et la performance de l'entreprise mesurée en termes de valeur créée pour les actionnaires (Blasi *et al.*, 2016 ; Kim & Patel, 2017). La méta-analyse de O'Boyle *et al.* (2016) portant sur 102 échantillons, soit 56 984 entreprises représentatives de la population mondiale d'entreprises, va dans le même sens et confirme que l'actionnariat salarié a une relation positive et statistiquement significative avec la performance de l'entreprise.

La détention de capital confère aux salariés actionnaires certains droits de contrôle pouvant servir à renforcer leur influence au cœur de la gouvernance. C'est précisément le cas lorsqu'ils accèdent au statut d'administrateurs, en plus de leur détention collective du capital de l'entreprise. Puisque le conseil d'administration (ou de surveillance) a un pouvoir de décision, de contrôle et de sanction mais peut également participer à la gestion de l'entreprise, sa composition est déterminante. La participation des salariés peut s'avérer positive dans la mesure où elle permet d'aligner les intérêts de la coalition

productive (Fama & Jensen, 1983 ; Goodijk, 2000). Les salariés apportent un regard critique sur l'incidence des stratégies proposées sur la valorisation du capital humain, de plus en plus central dans la création de valeur de l'entreprise (Mahoney & Kor, 2015 ; Wang *et al.*, 2009). Par ailleurs, leur bonne connaissance de la culture salariale et de la vie interne de l'entreprise peut permettre au conseil d'apprécier et d'évaluer la façon dont les salariés reçoivent et implémentent les stratégies proposées (Jensen & Meckling, 1995). Enfin, puisque les salariés expérimentés sont les porteurs d'une mémoire commune, ils apportent souvent le recul historique nécessaire à une prise de décision prudente en proposant de prendre en considération les échecs et les succès obtenus dans le passé. En définitive, les administrateurs salariés contribuent à l'optimisation des décisions de l'instance de gouvernance tout en s'assurant d'un fort pouvoir de négociation sur la direction. Des études empiriques valident l'impact positif de la codétermination (i.e. le partage des pouvoirs de gestion et de contrôle de la décision entre actionnaires et employés) sur la performance des entreprises – mesurée en termes de valeur économique et de valeur boursière (Gorton & Schmidt, 2004 ; Fauver & Fuerst, 2006).

Nous retirons de ces travaux théoriques et empiriques dominants, qui considèrent l'actionnariat salarié comme un outil d'incitation individuelle à l'alignement des intérêts, les hypothèses suivantes :

- (H1) il existe une relation positive entre la présence des salariés dans le capital et la performance de l'entreprise ;
- (H2) il existe une relation positive entre la présence de salariés au sein du conseil d'administration et la performance de l'entreprise.

1.2. Participation des salariés et politique de distribution des liquidités

Puisqu'il garantit aux salariés un pouvoir de décision sur les grandes orientations de l'entreprise, l'actionnariat salarié pèse sur les choix en matière de répartition des liquidités de celle-ci. Selon la représentation de l'actionnariat salarié défendue, il peut avoir un effet positif ou, au contraire, négatif sur la redistribution des richesses créées aux actionnaires.

5. Le risque de sous-investissement en capital humain se manifeste par exemple dans des comportements de turnover, d'absentéisme, des arrêts de travail, des grèves ou encore des démissions (Fauver & Fuerst, 2006).

1.2.1. La représentation des salariés conduit à une répartition de la richesse favorable aux actionnaires

Dans le prolongement des enseignements traditionnels de la théorie de l'agence, la participation des salariés au capital de la société leur permet d'infléchir et de contrôler les stratégies d'entreprise dans le sens souhaité (Ginglinger *et al.*, 2011). Sur la base du principe fondamental « une action = une voix », elle permet notamment aux salariés actionnaires d'exercer directement leur pouvoir discrétionnaire en assemblée générale. Ils peuvent ainsi peser sur la gestion ordinaire de la société et sur les choix de politique financière comme la distribution de dividendes.

Parallèlement, la présence des actionnaires salariés aux instances de gouvernance permet aux autres représentants des actionnaires d'accéder à des informations qu'ils n'auraient pas pu se procurer par ailleurs. Les administrateurs salariés détiennent des informations privées qui, en étant divulguées aux autres administrateurs, limitent fortement l'asymétrie informationnelle qui peut profiter aux dirigeants (Germain & Lyon-Caen, 2016). Les administrateurs salariés seraient les mieux informés sur la situation et le fonctionnement de l'entreprise (Ginglinger *et al.*, 2011), bien mieux que les autres administrateurs et notamment les externes (Cavaco *et al.*, 2017). Ainsi, la présence de salariés au conseil réduit l'asymétrie d'information globale (Acharya *et al.*, 2011) dont celle afférente aux décisions des dirigeants en matière de stratégie de création et de répartition de la valeur (Germain & Lyon-Caen, 2016). Elle limite les risques moraux liés, entre autres, à de mauvais choix d'allocation des liquidités (notamment du fait de la détention de liquidités « oisives ») et assure une répartition de la richesse favorable aux actionnaires.

1.2.2. La représentation des salariés contribue à un partage équilibré des profits

Une approche partenariale et positive défend l'idée que la présence d'actionnaires salariés au conseil d'administration est déterminante dans sa capacité à contrôler les comportements opportunistes des actionnaires (Gorton & Schmid, 2004 ; Derouiche, 2013). Elle répond au principe de codétermination dans la gouvernance d'entreprise et contribue ainsi à la stabilisation des pouvoirs dans l'entreprise. Peu coûteuse, la participation institutionnelle des salariés permet une coopération efficace à l'intérieur de la firme pour créer et s'approprier collectivement des rentes (Aoki, 1984). En effet, la présence d'administrateurs salariés, sensibles à la valorisation

du capital humain, aux côtés d'autres administrateurs sensibles à la valorisation du capital financier, assure un double contrôle efficace pour le collectif (Aoki, 1990). Plus généralement, la participation des salariés constitue un moyen de défendre l'intérêt de l'ensemble des porteurs de ressources critiques dans l'entreprise, en particulier celui des salariés eux-mêmes en leur qualité de détenteurs de capital humain spécifique. Les actionnaires salariés supportent un niveau de risque très élevé associé à la perte potentielle de leur capital humain et du capital financier qu'ils possèdent (Desbrières, 2002) et à ce titre portent une attention particulière à la politique de redistribution des profits de l'entreprise. Le versement de liquidités qui profite seulement aux actionnaires peut dès lors pénaliser les revenus et la valeur de l'épargne salariale des actionnaires salariés, à court terme (absence de réévaluation des primes et salaires) comme à long terme (carrière et emploi menacés en l'absence d'investissements favorables à la croissance de l'entreprise). Ainsi, les actionnaires salariés cherchent à maintenir leur pouvoir de négociation sur les flux de trésorerie de l'entreprise en vue de privilégier la rémunération des salariés et/ou de soutenir l'investissement productif de l'entreprise. Ils exercent des pressions pour conserver les bénéfices des entreprises, plutôt que de les verser sous forme de dividendes et de rachats d'actions. En effet, puisque les dividendes, et surtout les rachats financés par l'émission de titres d'emprunt, augmentent le risque de l'entreprise, les salariés devraient préférer, toutes choses égales par ailleurs, une moindre distribution de liquidités aux actionnaires.

C'est ce que suggèrent certains travaux critiques à l'égard des stratégies d'entreprise axées sur la réduction de la taille des effectifs employés (*downsize*) favorable à une augmentation de la rentabilité des capitaux propres (*distribute*) (Lazonick & O'Sullivan, 2000 ; Tulum & Lazonick, 2018). L'allocation des ressources qui en découle à destination des seuls actionnaires détériore les capacités productives et d'innovation des entreprises et provoque instabilité de l'emploi, inégalités de revenus et chute de la productivité (Rajan & Zingales, 2004 ; Rebérioux & Aglietta, 2005 ; Auvray *et al.*, 2016 ; Lazonick, 2018). Pour autant, les rares travaux empiriques qui, à notre connaissance, observent la relation entre la présence d'actionnaires et administrateurs salariés et le versement de liquidités, ne permettent pas de dégager d'enseignement général. Dans leur étude du système allemand de codétermination, Fauver & Fuerst (2006) constatent que les

entreprises où les employés sont représentés sont plus susceptibles de verser des dividendes. Dans le cas français, Ginglinger *et al.* (2011) ne montrent pas d'influence significative de la présence d'actionnaires salariés au conseil sur les choix de politique de distribution des liquidités.

Compte tenu de l'absence de consensus théorique et du faible nombre d'études empiriques sur le sujet, nous supposons l'existence d'une relation statistique, sans pouvoir en déterminer le sens, et retenons les hypothèses générales suivantes :

- (H3) il existe une relation non neutre entre la présence des salariés dans le capital et la politique de distribution des liquidités de l'entreprise ;
- (H4) il existe une relation non neutre entre la présence d'administrateurs salariés et la politique de distribution des liquidités de l'entreprise.

2. Données, variables et premiers éléments descriptifs

Les données utilisées et analysées portent sur un échantillon d'entreprises cotées au SBF 120, qui regroupe les 120 capitalisations les plus importantes de la Bourse de Paris. L'indice SBF 120 présente une double particularité. Il est, d'une part, plus large que le CAC 40, indice phare de la Bourse de Paris et représente mieux la diversité des entreprises cotées françaises (Ginglinger *et al.*, 2011). D'autre part, le SBF 120 est composé de façon relativement équilibrée d'entreprises disposant d'un actionnariat salarié et d'autres n'en ayant pas.

Notre échantillon final est composé de 85 entreprises, analysées sur 15 années consécutives. Les banques et compagnies d'assurances n'ont pas été retenues, en raison de leur structure financière et de la spécificité de leur performance économique (Ginglinger *et al.*, 2011 ; Lazonick, 2018 ; Trabelsi *et al.*, 2019). Enfin, les entreprises présentant trop de valeurs manquantes ont été écartées de l'échantillon final.

Sur la période d'observation, selon les années, entre 42 et 63 % des entreprises de cet échantillon disposent d'un actionnariat salarié supérieur à zéro. Les chiffres les plus importants ont été atteints dans les deux années précédant la crise de 2008 avant une stabilisation à un niveau de 60 % sur les années post-crise financière (cf. figure II).

La base de données finale est issue de la combinaison de trois principales sources de données économiques et financières. La première, IODS (INSEAD OEE Data Services), procure

essentiellement des variables relatives à la gouvernance de l'entreprise (taille du conseil, nombre d'administrateurs indépendants, d'administrateurs salariés, etc.). La deuxième, Eikon, fournit les données financières relatives à la performance de l'entreprise ainsi que les pratiques et les montants versés en matière de redistribution des liquidités aux actionnaires. Enfin, certaines variables de contrôle proviennent de la base Thomson Reuters. Les procédures usuelles de révision et de nettoyage des données ont été menées (recherche de valeurs aberrantes, de valeurs manquantes) ; nous avons également procédé à une recherche manuelle dans les documents de référence ou les rapports annuels des entreprises concernées afin de corriger les erreurs de report de données ou l'absence des données.

2.1. Les variables de l'analyse

Dans la lignée de nos questions et hypothèses, nous cherchons à caractériser, d'une part, l'actionnariat salarié et la gouvernance d'entreprise, et d'autre part, la performance et la distribution de liquidités des sociétés, qui seront nos variables dépendantes.

Deux grandes catégories de variables dépendantes sont définies. La première catégorie, concernant la performance de l'entreprise, comprend : la rentabilité des actifs (ROA), la rentabilité des capitaux investis (ROI) et la rentabilité des actions (ROE). Nous privilégions une approche liée à la valeur économique de l'entreprise (plutôt qu'à sa valeur financière) afin de prendre en compte la performance opérationnelle de l'entreprise⁶ qui est couramment utilisée dans les méthodes de calcul des montants distribués au titre de l'épargne salariale et de l'actionnariat salarié (en particulier la participation et l'intéressement) (Desbrières, 2002 ; Ginglinger *et al.*, 2011 ; Boutier, 2019). La deuxième catégorie, relative à la distribution de liquidités à destination des actionnaires, est constituée du montant des rachats d'actions et de celui des dividendes versés aux actionnaires.

6. Nous mobilisons ici des indicateurs économiques et comptables plutôt que des indicateurs financiers. Tout d'abord, la performance financière est plus aisément soumise à des variations dues à des facteurs exogènes. En effet, la littérature montre que les entreprises comme certains actionnaires sont en mesure de faire varier voire « manipuler » les valeurs de marché, qui reflètent momentanément et imparfaitement la performance de l'entreprise. Ensuite, la question de la distribution des profits est liée à l'origine au résultat économique de l'entreprise et non à sa valeur financière. Enfin, les salariés sont directement intéressés avant tout par la performance comptable et économique de l'entreprise, dans la mesure où les mécanismes de participation et d'intéressement sont directement liés (dans leur formule de calcul) à ce type de performance.

Du côté des variables explicatives, la participation des salariés recouvre, d'une part, l'actionnariat salarié, mesuré par le pourcentage de capital détenu par les salariés et, d'autre part, la participation directe des salariés au conseil d'administration (ou de surveillance), mesurée par le ratio d'administrateurs salariés, dans la lignée des travaux de Balsmeier *et al.* (2013), Hollandts *et al.* (2009) ou Ginglinger *et al.* (2011) réalisés dans le cadre français⁷. Nous retenons aussi une série de variables portant sur les dispositifs clés de « bonne » gouvernance d'entreprise (Afep-MEDEF, 2020) : le type de structure, duale ou non et la proportion d'administrateurs indépendants, et celle d'administratrices, qui sont censés assurer un certain niveau de contrôle sur le comportement et la performance des dirigeants.

Enfin, nous mobilisons les variables de contrôle traditionnelles dans ce genre d'études : secteur d'activité, taille de l'entreprise, endettement, ancienneté de cotation à la Bourse de Paris.

Le tableau 1 récapitule cet ensemble de variables et reporte les statistiques associées pour l'échantillon, en moyenne sur la période étudiée.

On constate que le niveau moyen d'actionnariat salarié se rapproche du seuil de 3 %, niveau retenu par le législateur et la littérature pour considérer qu'il représente un actionnariat salarié significatif (Ginglinger *et al.*, 2011)⁸. Par ailleurs, les conseils d'administration ou

de surveillance comptent en moyenne 1 à 2 représentants des salariés. La proportion est de plus d'un tiers dans l'entreprise la plus en pointe en la matière. La proportion d'administrateurs indépendants s'établit légèrement en dessous de 50 % et celle des femmes dépasse les 10 % (elle progresse sur la période en raison des effets de la loi Copé-Zimmermann de 2011).

2.2. Principales évolutions

Nous présentons ici les grandes tendances de l'évolution de la participation des salariés et de la distribution de liquidités au bénéfice des actionnaires (montants des dividendes versés et des actions rachetées) dans les entreprises de l'échantillon. Le tableau 2 présente les statistiques descriptives de notre échantillon, sur l'ensemble de la période étudiée.

7. En France, la représentation des salariés au conseil d'administration (ou de surveillance) est obligatoire lorsque les salariés détiennent plus de 3 % du capital de la société. La présence d'administrateurs salariés sans lien avec l'actionnariat salarié (i.e. la codétermination) a été rendue obligatoire par la loi de sécurisation de l'emploi de juin 2013 (dernièrement renforcée par la loi PACTE de mai 2019). Si la distinction entre ces deux statuts d'administrateurs salariés semble claire sur le plan réglementaire, elle l'est beaucoup moins dans les faits. En effet, il est fréquent que certains administrateurs salariés « syndicalistes » soient également élus sur des postes réservés aux représentants des actionnaires salariés. Dans ce contexte, nous préférons observer l'effet global de la représentation des salariés plutôt que de séparer les deux types de représentation.

8. Sur l'ensemble de la période, le niveau moyen s'établit à 2.18 % mais lors de la dernière année (2014), la moyenne est de 2.95 % contre 2.01 % en début de période (2000).

Tableau 1 – Variables de l'analyse

Type de variable	Catégorie de variable	Nom	Description
Dépendante	Performance	ROA	Marge nette × rotation des actifs
		ROE	Résultat net de l'année n / (capitaux propres en n + capitaux propres en $n-1$)/2
		ROI	Résultat net / actifs nets
	Distributions de liquidités	Dividendes versés	Montant total des dividendes distribués aux actionnaires l'année n
Rachats d'actions		Montant total des actions rachetées par l'entreprise à la Bourse l'année n	
Indépendante	Participation des salariés	Actionnariat salarié	Pourcentage de capital détenu par les salariés
		Administrateurs salariés	Proportion d'administrateurs salariés
	Gouvernance	Structure du conseil	Conseil de type moniste (Conseil d'administration) ou de type dual (Conseil de surveillance et Directoire)
		Administrateurs indépendants	Proportion d'administrateurs indépendants
		Administratrices	Proportion d'administratrices
	Autres variables de contrôle	Actifs	Montant total des actifs de l'entreprise
		Chiffre d'affaires	Montant total des ventes de l'entreprise
		EBITDA	Résultat d'exploitation de l'entreprise
		Endettement	Montant total des dettes de l'entreprise
		Introduction en Bourse	Nombre d'années de cotation à la Bourse de Paris
Secteur d'activité	Variable binaire prenant la valeur 1 si l'entreprise appartient à l'industrie		

La figure III montre l'évolution du niveau moyen d'actionnariat salarié et du niveau moyen de rentabilité (ROA, ROE et ROI) des entreprises de notre échantillon qui disposent d'un actionnariat salarié. Elle indique un effondrement de la performance des entreprises autour de la crise financière de 2008/2009. Les trois indicateurs de performance suivent une tendance relativement similaire même si le ROE montre une volatilité plus importante que les deux autres variables.

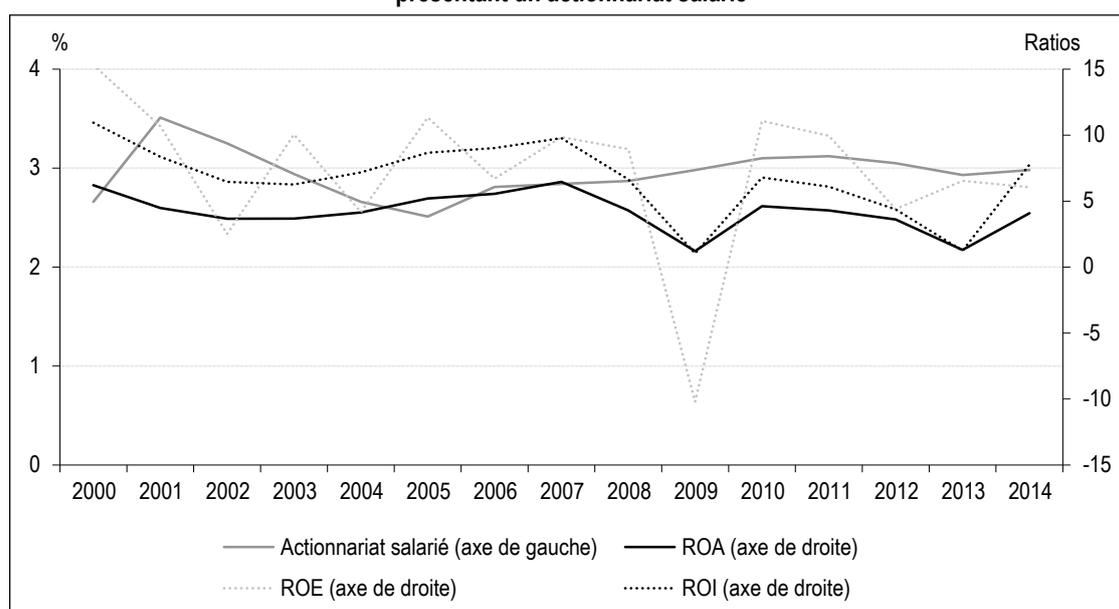
La figure IV indique les niveaux de rachats d'actions et de versements de dividendes par année (pour les entreprises ayant un actionnariat salarié seulement). On constate une progression régulière de ces niveaux (exprimés en pourcentage du résultat net) avec un pic l'année précédant la crise de 2008. Ces évolutions sont conformes à ce que nombre d'observateurs relèvent depuis plusieurs années (voir par exemple Vernimmen.net, 2020 ou Trabelsi *et al.*, 2019). Le niveau des

Tableau 2 – Statistiques descriptives des variables de l'analyse (2000-2014)

	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Variables dépendantes				
ROA	4.23	7.44	-85.67	49.25
ROE	9.25	24.57	-332.74	127.43
ROI	6.99	14.19	-188.81	72.74
Dividendes versés (M€)	336.8	757.2	0	5 540.1
Rachats d'actions (M€)	147.2	162.4	0	6 160.2
Variables indépendantes				
Actionnariat salarié	2.58	2.32	0	32.75
Proportion d'administrateurs salariés	1.49	5.93	0	35.29
Structure duale	0.27	0.44	0	1
Proportion d'administrateurs indépendants	46.53	19.88	0	66.66
Proportion d'administratrices	11.84	10.99	0	53.84
Actifs (M€)	19 603.4	34 304.1	4.15	265 043.1
Chiffre d'affaires (M€)	12 101.5	22 703.1	170.3	182 141.2
EBITDA (M€)	1 454.18	28 276.07	-114.4	18 960
Endettement (M€)	271.4	331.4	1	927.77
Durée présence en Bourse	30.01	25.13	3	133
Nombre d'observations	1 105			

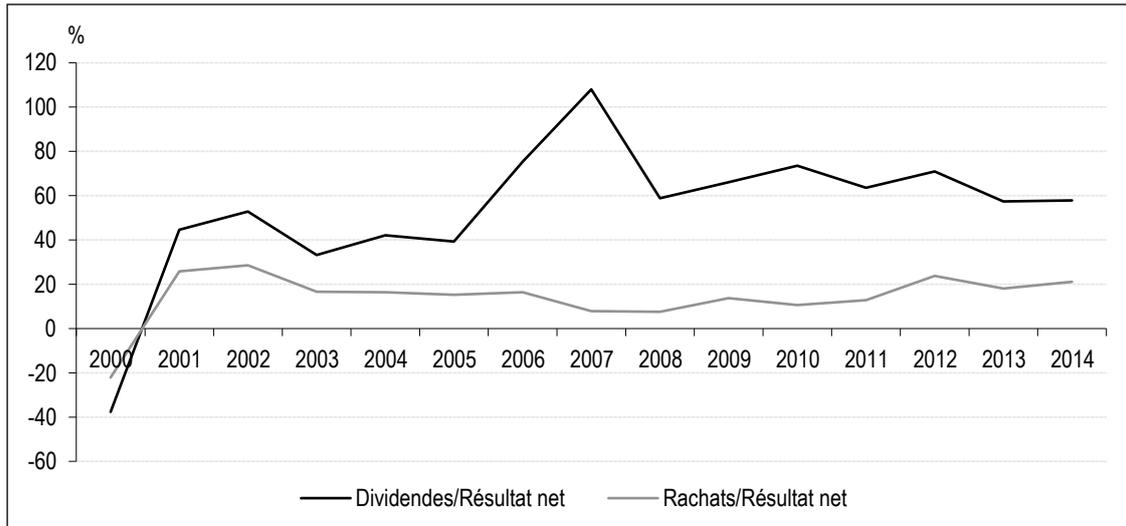
Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF120.

Figure III – Niveau moyen d'actionnariat salarié et rentabilité moyenne des entreprises du SBF 120 présentant un actionnariat salarié



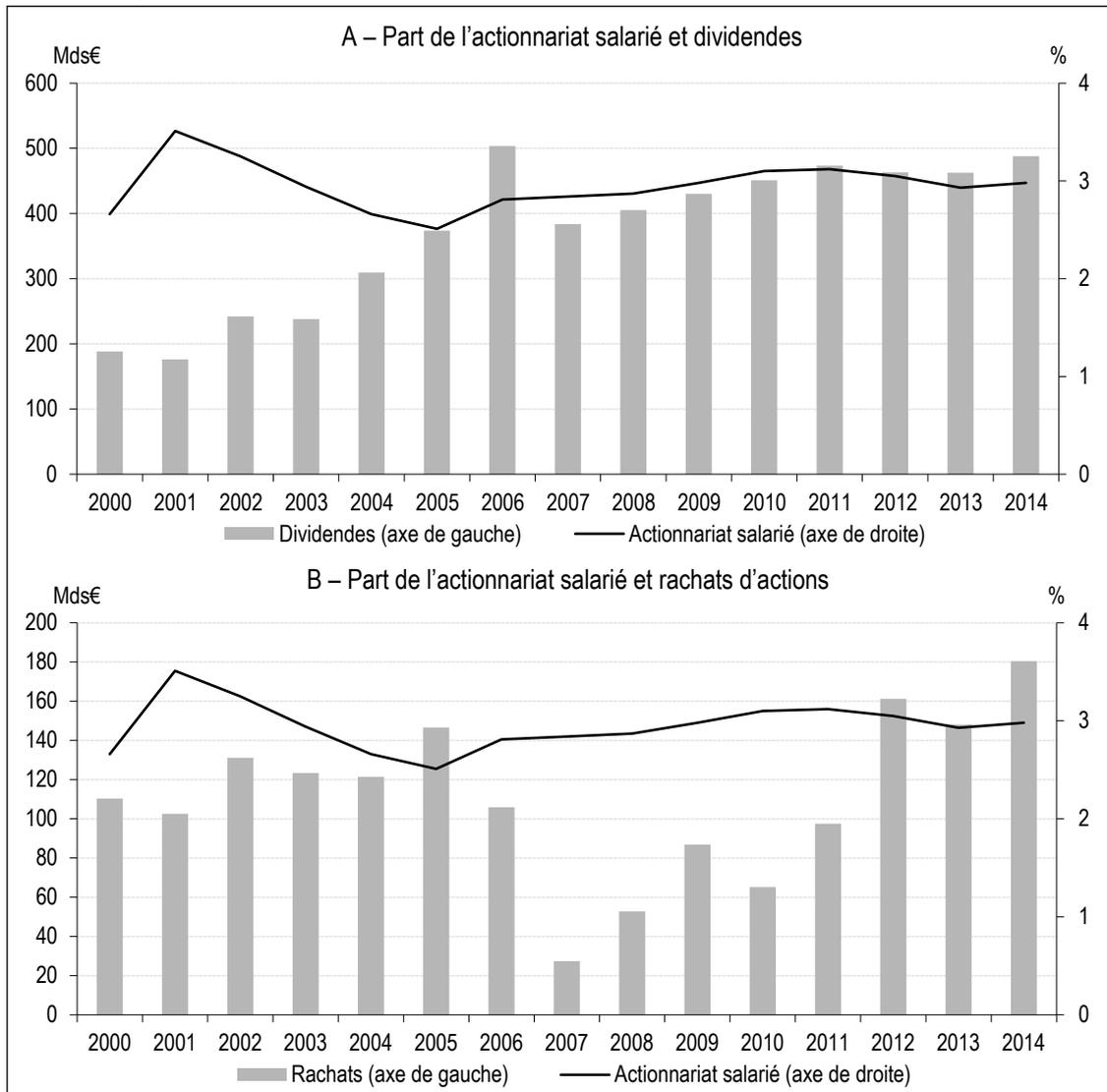
Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF 120 restreint aux entreprises ayant un actionnariat salarié supérieur à zéro.

Figure IV – Part annuelle moyenne du résultat net alloué aux versements de dividendes et au rachat d'actions



Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF 120 restreint aux entreprises ayant un actionnariat salarié supérieur à zéro.

Figure V – Part de l'actionnariat salarié, versements de dividendes et rachats d'actions



Source et champ : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs, SBF 120 restreint aux entreprises ayant un actionnariat salarié supérieur à zéro.

rachats d'actions reste relativement constant sur la période, à la différence des dividendes plus sensibles aux résultats de l'entreprise, au secteur d'activité ou à la dynamique boursière.

Enfin, dans l'échantillon retenu, les rachats d'actions et les versements de dividendes se maintiennent à des niveaux relativement élevés après la crise financière de 2008-2009 (figure V-A) confirmant ainsi une orientation actionnariale des pratiques de distribution des profits. Le niveau d'actionnariat salarié, quant à lui, est relativement stable sur l'ensemble de la période étudiée (figure V-B).

3. Méthode d'estimation et résultats

3.1. Démarche économétrique

La structure de nos données nous conduit à réaliser des estimations en panel dynamique sur quinze années consécutives. Cette méthode permet de prendre en compte les problèmes d'endogénéité généralement constatés dans les études mettant en relation des variables de performance et de gouvernance (Cameron & Triverdi, 2005 ; Wintoki *et al.*, 2012). L'endogénéité est source de biais des estimations et sa non prise en compte pourrait mettre en doute les résultats obtenus voire les invalider (Wooldridge, 2010 ; Wintoki *et al.*, 2012). Il existe plusieurs sources d'endogénéité : l'omission de variables, les erreurs de mesures, la causalité inverse (Cameron & Triverdi, 2005 ; Wooldridge, 2010). Pour traiter l'endogénéité, la littérature recommande l'utilisation de l'estimateur GMM pour l'estimation des modèles de panel dynamique.

Par conséquent, la forme générale de notre modèle de régression dynamique se présente comme suit :

$$VD_{it} = \beta_1 + \beta_2 VD_{it-1} + \beta_3 AS_{it} + \beta_4 Gouvernance_{it} + \beta_5 Control_{it} + \mu_i + \pi_i + \varepsilon_{it}$$

VD_{it} , la variable dépendante, correspond alternativement à la performance (ROI, ROA, ROE) et à la distribution de liquidités (dividendes et rachats d'actions) de l'entreprise i à la date t .

VD_{it-1} représente la variable dépendante retardée d'une période ; AS_{it} est la mesure de l'actionnariat salarié de l'entreprise i à la date t ; $Gouvernance_{it}$ représente l'ensemble des variables de gouvernance de l'entreprise i à la date t ; $Control_{it}$ est l'ensemble des variables de contrôle de l'entreprise i à la date t ; μ_i représente les effets fixes individuels qui captent les effets inobservables invariants dans le temps ; π_i

représente les effets fixes sectoriels qui captent les facteurs inobservables communs à tous les secteurs ; ε_{it} est le terme d'erreur.

Il existe deux manières d'estimer un modèle de régression dynamique : l'estimateur GMM en première différence d'Arellano & Bond (1991) et l'estimateur GMM system de Blundell & Bond (1998). Ce dernier combine à la fois les équations en première différence et celles en niveau ; l'instrumentation des variables explicatives est effectuée à partir de leurs premières différences. Nous utilisons l'estimateur GMM system développé par Blundell & Bond (1998) car les auteurs ont montré, avec la méthode de simulation de Monte Carlo, que cet estimateur est le plus performant (Cameron & Triverdi, 2005 ; Wooldridge, 2010). Il nous permet ainsi de tenir compte de la complexité de la relation entre l'actionnariat salarié et le partage des profits et de traiter efficacement le problème d'endogénéité (Nekhili *et al.*, 2019). Par ailleurs, dans notre étude, nous considérons que la relation entre participation des salariés au capital et distribution de liquidités peut être observée de manière simultanée : l'actionnariat salarié a un impact sur la performance de l'entreprise et la distribution de liquidités qui en découle mais la performance et la distribution de liquidités pourraient dans le même temps avoir un effet causal sur l'actionnariat salarié (Ginglinger *et al.*, 2011). En somme, l'estimateur GMM system permet non seulement de traiter ce problème d'endogénéité mais aussi de prendre en compte l'ensemble des sources de biais en instrumentant les variables explicatives par leurs différences retardées et leurs niveaux retardés (ou instruments internes). La validation des estimations GMM system en panel dynamique repose sur deux types de tests. D'une part, le test de suridentification de Sargan permet de tester la validité des variables retardées comme instruments (l'hypothèse nulle étant que les instruments sont valides). D'autre part, deux tests définis par Arellano & Bond (1991) sont utilisés pour vérifier la validité de l'hypothèse nulle d'autocorrélation des résidus de premier ordre (AR1) et d'absence d'autocorrélation d'ordre deux dans les erreurs de l'équation en différences premières (AR2).

3.2. Résultats

Dans un premier temps, la matrice des corrélations montre un lien entre la plupart des variables d'intérêt (voir annexe 1) mais le niveau des coefficients entre les variables explicatives exclut d'éventuels problèmes de multicollinéarité dans

nos modèles de régression⁹. Dans un second temps, nous cherchons à tester les liens formulés dans les hypothèses justifiées *supra* à l'aide d'une étude économétrique dont les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 3 et 4.

Le tableau 3 s'intéresse aux hypothèses H1 et H2 et à l'influence de la présence des salariés au capital et au conseil d'administration (ou de surveillance) sur la performance de l'entreprise. Les modèles (1), (2) et (3) nous permettent de mettre en évidence, toutes choses étant égales par ailleurs, un effet positif et significatif de l'actionnariat salarié sur la performance de

l'entreprise, quel que soit l'indicateur de rentabilité (ROA, ROE, ROI) retenu. Ces résultats montrent que l'impact de l'actionnariat salarié n'est pas sensible à la mesure de performance retenue. L'hypothèse H1 est donc validée. Ces mêmes modèles (1), (2) et (3) ne nous permettent pas d'identifier de façon robuste, toutes choses étant égales par ailleurs, un effet direct et significatif de la présence d'administrateurs salariés

9. L'absence de multicollinéarité est corroborée par l'analyse de la tolérance ou du VIF (Variance Inflation Factor qui est égal à l'inverse de la tolérance) (non présentés dans les tableaux de résultats économétriques mais requêtes dans le logiciel STATA).

Tableau 3 – Influence de l'actionnariat salarié sur la performance de l'entreprise

	ROA (1)	ROE (2)	ROI (3)
ROA*	0.0934 *** (0.0282)		
ROE*		0.287 *** (0.0375)	
ROI*			0.143 *** (0.0326)
Actionnariat salarié	2.272 *** (0.824)	3.527 ** (1.657)	2.045 ** (0.979)
Administrateurs salariés	-0.211 (0.148)	0.134 (0.410)	0.0417 (0.202)
Structure duale	-1.729 (2.114)	12.05 ** (5.607)	1.994 (2.717)
Administrateurs indépendants	-0.0548 (0.0381)	0.0275 (0.0933)	0.0566 (0.0429)
Administratrices	-0.00535 (0.0373)	0.00955 (0.100)	-0.101 ** (0.0478)
Actifs	-0.876 (0.671)	3.168 (2.504)	-1.889 * (1.131)
Chiffre d'affaires	0.00073 (0.00052)	-0.00045 (0.000127)	0.000098 * (0.000059)
EBITDA	0.00139 *** (0.000494)	0.00540 *** (0.00117)	0.00165 *** (0.000530)
Endettement	-0.000643 (0.0107)	-0.00441 (0.0254)	0.00698 (0.0123)
Durée présence en Bourse	0.216 * (0.114)	0.602 ** (0.240)	-0.00525 (0.147)
Secteur d'activité	-0.890 (1.322)	9.713 *** (2.574)	3.414 *** (1.277)
Constante	-399.6 (229.6)	-1.302 (481.3)	34.39 (302.3)
AR(1)	-1.78 (p=0.00)	-2.12 (p=0.00)	-2.02 (p=0.00)
AR(2)	-0.701 (p=0.31)	-0.84 (p=0.35)	-1.45 (p=0.22)
Sargan	1	1	0.99
Nombre d'observations	1 105	1 105	1 105
Nombre d'entreprises	85	85	85

* avec décalage d'un an.

Note : estimations GMM. Significativité : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %, écarts-types entre parenthèses.

Source : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs.

sur la rentabilité de l'entreprise. Ces résultats ne nous permettent pas de valider l'hypothèse H2.

Le tableau 4 s'intéresse aux hypothèses H3 et H4 et à la relation entre la présence des salariés au capital et au conseil d'administration (ou de surveillance) et la politique de distribution des liquidités de l'entreprise. Les modèles (5) et (7) montrent que, toutes choses égales par ailleurs, la présence de salariés au capital de l'entreprise a un effet négatif et significatif sur la propension des entreprises à verser des dividendes à leurs actionnaires et à racheter leurs propres actions. Ces résultats permettent de valider, dans le cadre de notre étude, l'hypothèse H3 et apportent un éclairage sur le sens de la relation en montrant que l'actionnariat salarié est

négativement associé à des pratiques de redistribution des liquidités envers les actionnaires. Les modèles (4) et (5) indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, la présence d'administrateurs salariés a également un impact négatif et significatif sur la distribution de dividendes. Ce résultat donne des éléments empiriques de preuve à l'hypothèse H4 ; il révèle que la présence d'administrateurs salariés limite la politique de distribution des liquidités des entreprises en modérant les montants des dividendes qu'elles versent. Nous n'observons toutefois pas d'effet significatif sur les rachats d'actions. Enfin, nous pouvons noter que la structure de gouvernance comme la composition du conseil ont un impact significatif sur la politique de redistribution de liquidités.

Tableau 4 – Influence de l'actionnariat salarié sur la redistribution de liquidités

	Dividendes versés		Rachats d'actions	
	(4)	(5)	(6)	(7)
Dividendes versés*	0.678 *** (0.0251)	0.695 *** (0.0255)		
Rachats d'actions*			0.301 *** (0.0278)	0.328 *** (0.0279)
Actionnariat salarié		-192.2 *** (42.59)		-36.56 * (26.66)
Administrateurs salariés	-12.92 ** (6.009)	-12.36 ** (6.034)	1.482 (6.035)	1.206 (6.043)
Structure duale	456.1 *** (71.17)	394.4 *** (72.75)	45.27 (73.68)	52.03 (73.91)
Administrateurs indépendants	3.890 *** (1.309)	4.287 *** (1.317)	2.300 * (1.321)	2.315 * (1.322)
Administratrices	1.200 (1.541)	0.404 (1.558)	-3.135 ** (1.473)	-3.268 ** (1.477)
Actifs	193.8 *** (34.57)	166.1 *** (35.25)	26.45 (28.39)	4.419 (32.65)
Chiffre d'affaires	0.00430 ** (0.00106)	0.00416 * (0.00107)	-0.000165 (0.00151)	-0.000179 (0.00151)
EBITDA	-0.0326 (0.0202)	-0.0374 * (0.0203)	-0.0152 (0.0202)	-0.0129 (0.0203)
Endettement	-0.0817 (0.369)	-0.0680 (0.370)	-0.0906 (0.371)	-0.0868 (0.371)
Durée présence en Bourse	0.491 (6.423)	13.21 * (7.037)	7.911 * (4.435)	5.126 (4.881)
Secteur d'activité	-413.0 *** (46.85)	-748.9 *** (88.05)	63.64 * (33.05)	108.7 ** (46.63)
Constante	4 904 (12 849)	-19 104 (13 954)	-16 616 (8 628)	-10 874 (9 597)
AR(1)	-2.19 (p=0.00)	-2.04 (p=0.00)	-6.78 (p=0.00)	-6.54 (p=0.00)
AR(2)	0.93 (p=0.38)	1.15 (p=0.31)	0.56 (p=0.58)	0.58 (p=0.51)
Sargan	1	1	0.99	0.99
Nombre d'observations	1 066	1 066	1 066	1 066
Nombre d'entreprises	82	82	82	82

* avec décalage d'un an.

Note : estimations GMM. Significativité : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %, écarts-types entre parenthèses.

L'écart entre les 1 105 observations (tableau 3) et les 1 066 figurant dans ce tableau s'explique par la présence de valeurs manquantes.

Source : Base IODS et documents de référence AMF, calcul des auteurs.

3.3. Tests de robustesse

* *
*

Plusieurs problèmes économétriques, principalement d'endogénéité, étaient susceptibles de se poser dans le cadre de notre étude, et ont donné lieu à des estimations complémentaires.

Le recours à des estimations au moyen de modèles de panel dynamique permet en très grande partie de traiter les problèmes d'endogénéité. L'introduction de variables instrumentales et retardées permet ainsi de corriger les biais d'estimation de l'effet de l'actionnariat salarié sur la redistribution de valeur. Les modèles dynamiques utilisés permettent de définir un décalage d'au minimum une année. Les résultats des estimations avec 1 an, 2 ans et 3 ans de décalage sont stables et cohérents, tant du point de vue de la significativité que de la valeur des coefficients (voir annexe 2, tableau A2-1). Dans ces conditions, nous avons privilégié les résultats des modèles estimés avec un décalage temporel d'un an, qui nous semblent les plus pertinents compte tenu de l'effet postulé entre la détention d'actions et la distribution de valeur (décidée dans l'année qui suit) et dans la lignée de travaux similaires sur le sujet : aucun argument n'accrédite la thèse d'un effet retardé de deux années ou plus entre la valeur constatée de l'actionnariat salarié une année donnée et son effet potentiel sur la redistribution de valeur (Nekhili *et al.*, 2019).

Par ailleurs, si nous avons choisi de retenir un indicateur de représentation globale des salariés, nous avons toutefois réalisé des estimations complémentaires distinguant parmi les administrateurs salariés ceux qui représentent les salariés actionnaires de ceux qui représentent plus largement les salariés – ces derniers étant en général des représentants du personnel ou d'origine syndicale. Les résultats de ces estimations complémentaires (voir annexe 2, tableau A2-2) ne permettent pas de mettre en évidence d'effet significatif différencié selon le type de représentation des salariés alors que nous observons un effet sur la représentation globale. Selon nous, cette absence d'effet tient avant tout au faible nombre d'observations quand on sépare strictement les deux types de représentation.

Enfin, comme indiqué plus haut, nous avons mené des tests de sensibilité sur différentes mesures de performance (résultat net notamment). Les résultats obtenus ne varient pas selon la mesure de performance retenue (voir annexe 2, tableau A2-3). Nous sommes donc confiants dans la qualité et la robustesse des résultats présentés.

Cet article proposait une analyse des effets de la participation des salariés au capital et aux instances de gouvernance sur la performance et la politique de distribution de liquidités d'entreprises françaises.

Du point de vue de la relation « actionnariat salarié-performance », nos résultats rejoignent ceux de la littérature qui mettent en évidence une contribution positive de l'actionnariat salarié à la performance de la firme. Ces résultats, aussi bien vérifiés dans le cas français (Aubert *et al.*, 2016 ; 2017 ; Ginglinger *et al.*, 2011 ; Nekhili *et al.*, 2019) que sur des données étrangères (Blasi *et al.*, 2016 ; Kim & Patel, 2017 ; O'Boyle *et al.*, 2016), confirment que la participation des salariés au capital contribue à générer de la performance et *in fine* des profits. Par conséquent, ces résultats légitiment le fait d'associer des salariés actionnaires aux décisions de redistribution de ces mêmes profits (Crafo & Rebérioux, 2019) et alimentent les débats sur le sujet (voir le rapport Cotis, 2009, ou plus récemment le rapport Notat & Senard, 2018). Des études alertent toutefois sur la présence d'effets ambivalents quand l'actionnariat salarié dépasse certains niveaux (voir Guedri & Hollandts, 2008 sur données françaises). C'est le cas de l'étude de Faleye *et al.* (2006) portant sur un échantillon de sociétés cotées américaines au milieu des années 1990 qui est encore considérée comme l'une des plus complètes sur le sujet. L'étude montre que les effets positifs de l'actionnariat salarié sur la performance de l'entreprise sont plus importants pour des niveaux modérés (en deçà de 5% de capital) et qu'ils ont tendance à diminuer au-delà de ce seuil.

Du point de vue de la relation « administrateurs salariés-performance », nos résultats indiquent que la seule présence, toutes choses égales par ailleurs, des salariés au conseil d'administration n'a pas d'effet direct significatif sur la performance de l'entreprise. Ils rejoignent les résultats de travaux qui préconisent que, pour constituer un arrangement efficient, la participation des salariés aux instances de gouvernance nécessite d'être limitée. C'est ce qu'enseigne par exemple l'étude de Gorton & Schmid (2004). Menée sur les 250 plus grosses sociétés anonymes allemandes non financières sur la période 1989-1993, elle montre qu'une forte codétermination a un impact négatif significatif sur la performance des entreprises : le passage d'un tiers à la moitié de représentants salariés au conseil de surveillance

(autorisé par la loi allemande) fait baisser la valeur de l'entreprise. Plus précisément, les résultats indiquent que les sociétés ayant une représentation paritaire (50 % de salariés) ont un niveau de valorisation de leurs actions (mesuré par le *market-to-book ratio of equity*) 31 % inférieur à celui de sociétés où la représentation des salariés est plus faible (proportion d'un tiers de salariés). Fauver & Fuerst (2006) prolongent et raffinent ces enseignements à partir d'un échantillon de 786 sociétés cotées allemandes observées en 2003. Ils montrent que des niveaux limités de représentation des salariés dans les conseils augmentent l'efficacité et la valeur marchande des entreprises (mesurée par le Q de Tobin). Pour des industries complexes qui exigent un niveau élevé de coordination, la représentation des salariés entraîne des rendements marginaux décroissants au-delà d'un certain seuil (environ un tiers de représentants salariés) bien que des niveaux plus élevés de participation (plus d'un tiers) continuent d'améliorer la performance des entreprises. Leurs résultats permettent d'ajouter que cet effet positif ne s'observe pas s'agissant des représentants syndicaux. L'étude de Ginglinger *et al.* (2011), portant sur 1 638 observations d'entreprises du SBF 120 sur la période 1998-2008, présente des résultats contrastés similaires : le lien entre codétermination et performance des entreprises n'est pas clair et uniforme et dépend du type de représentation des salariés. Plus précisément, cette étude indique que la fraction de sièges au conseil détenus par les actionnaires salariés est liée de manière positive et significative au Q de Tobin et aux deux mesures de ROA (résultat robuste quelle que soit la spécification du modèle). En revanche, la fraction de sièges détenus par les représentants du personnel (sans lien donc avec l'actionnariat salarié) n'a de lien positif significatif qu'avec le ROA, et seulement pour certaines spécifications du modèle. Ainsi, dans les situations où les mécanismes incitatifs agissent au niveau individuel (caractéristiques de l'actionnariat salarié et de la représentation des salariés-actionnaires au conseil) mais que la représentation des salariés ne dépasse pas certains seuils de sorte à ne pas trop peser sur les décisions, la participation collective des salariés (au niveau agrégé) à la gouvernance d'entreprise accroît la performance de l'entreprise.

En ce qui concerne la relation entre la participation des salariés et la distribution des liquidités à destination des actionnaires, nos résultats montrent que (i) l'actionnariat salarié a un impact direct, négatif et significatif sur le montant des dividendes distribués et le montant

des actions rachetées par l'entreprise, (ii) la présence d'administrateurs salariés a également un impact négatif et significatif sur le montant des dividendes versés par l'entreprise. Ces résultats suggèrent nettement que la participation des salariés au capital et aux instances de gouvernance tend à modérer la redistribution de profits à destination des seuls actionnaires. Ils constituent une première base pour une proposition avançant une relation négative entre la présence d'actionnaires et administrateurs salariés et la politique de redistribution des profits de l'entreprise. Empiriquement, en indiquant que la participation des salariés modère la redistribution des richesses au profit des actionnaires, nos résultats vont dans le sens de travaux récents préconisant une allocation équilibrée de la valeur pour assurer la survie et le développement des entreprises (Rajan & Zingales, 2004 ; Aglietta & Rebérioux, 2005 ; Auvray *et al.*, 2016 ; Lazonick, 2018 ; Tulum & Lazonick, 2018). Ils suggèrent l'alignement des intérêts et de l'horizon des actionnaires salariés sur une optique de plus long terme, peut-être en raison de la période minimale de blocage de cinq années des actions détenues. La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise conduit à favoriser la rétention des profits au bénéfice de la coalition interne et de l'entreprise elle-même. Si les profits sont moins distribués aux actionnaires externes, ils peuvent bénéficier davantage à l'autofinancement des projets d'investissement de l'entreprise ou aux salariés eux-mêmes. Les salariés contribuant positivement à la performance, une logique de cercle vertueux est susceptible de se mettre en place.

En définitive, la participation des salariés n'est pas neutre : elle contribue, toutes choses égales par ailleurs, à soutenir et améliorer la performance de l'entreprise. Elle permet aussi d'influencer la politique de distribution des liquidités, en intervenant comme un facteur de modération (ou de pondération) de la redistribution de profits aux seuls actionnaires dont l'augmentation constante, voire les dérives, sont régulièrement dénoncées.

Le travail empirique présenté ici s'inscrit dans un contexte plus général de réflexions sur la mutation du capitalisme actionnarial, engagées tant sur le plan académique (Auvray *et al.*, 2016 ; Crifo & Rebérioux, 2019) que sur le plan politique. Ainsi, en France, la récente loi PACTE (2019) a conduit à plusieurs modifications d'importance du Code Civil et a fait la promotion d'un capitalisme plus inclusif selon les propres termes du gouvernement, notamment en

favorisant et développant encore plus les mécanismes d'épargne salariale (Aubert & Bernheim, 2020). Le débat politique (voir les déclarations du ministre de l'intérieur ou Premier ministre français¹⁰) fait également apparaître l'épargne salariale et l'actionnariat salarié comme des leviers majeurs d'évolution du capitalisme français : d'une part, en incitant les dirigeants et les actionnaires à faire évoluer la gouvernance d'entreprise, y compris en matière de politique de redistribution des liquidités ; d'autre part, en offrant à chaque entreprise l'opportunité d'instaurer un cercle économique vertueux en son sein (Aubert *et al.*, 2009).

Au-delà des frontières françaises, des prises de paroles fortes comme celle du PDG de Blackrock (le plus important gestionnaire d'actifs au monde) ou du BRT (Business Roundtable, un lobby patronal puissant aux États-Unis) vont dans le sens d'un capitalisme et d'une gouvernance plus partenariale. Ainsi, se dessinent, en France comme ailleurs, des pistes pour une gouvernance plus équilibrée susceptible, à terme, d'aboutir notamment à une répartition moins déséquilibrée des profits. Des études empiriques très récentes montrent d'ailleurs que la participation des salariés aux bénéfices est un moyen de stimuler la productivité et donc la performance des entreprises en augmentant la coopération sur le lieu de travail, le partage d'informations et l'engagement des employés (voir la méta-régression

de Doucouliagos *et al.*, 2020). Il sera intéressant d'observer, dans les prochaines années, les effets de la participation des salariés sur la performance et les politiques de distribution des liquidités des entreprises. En effet, nos résultats montrent des effets perceptibles dans une période antérieure à la loi PACTE, qui entend rapidement favoriser la présence des salariés au capital et aux instances de gouvernance des sociétés. Les dispositions prévues par cette loi seront-elles de nature à amplifier ces effets ? Un actionnariat salarié renforcé (objectif énoncé par la loi PACTE de 10 % du capital des entreprises françaises détenu par leurs salariés d'ici 2030) et une présence systématique des salariés dans les conseils continueront-ils à stimuler la rentabilité de l'entreprise ? Les effets observés en matière de partage des profits vont-ils se confirmer voire s'accroître ? Au-delà de ces questions, il sera également intéressant d'observer les effets de la participation des salariés et de la politique de distribution des liquidités sur le dynamisme économique des entreprises, tant du point de vue de leur capacité à croître qu'à innover ou se développer. □

10. <https://www.lesechos.fr/economie-france/social/pourquoi-darmain-veut-relancer-le-chantier-de-la-participation-1205269>, <https://www.rtl.fr/actu/politique/emploi-jean-castex-pas-defavorable-au-deblocage-anticipe-de-l-interessement-7800772343>

BIBLIOGRAPHIE

- Acharya, V., Myers S. & Rajan R. (2011).** The internal governance of firms, *Journal of Finance*, 66(3), 689–720. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01649.x>
- Afep-MEDEF (2020).** *Code Afep- MEDEF révisé de gouvernement d'entreprise des sociétés cotées*, janvier. https://afep.com/wp-content/uploads/2020/01/Code-Afep_Medef-r%C3%A9vision-janvier-2020_-002.pdf.
- Aglietta, M. (2019).** *Capitalisme. Le temps des ruptures*. Paris: Odile Jacob.
- Aglietta, M. & Reberioux, A. (2005).** *Corporate governance adrift: a critique of shareholder value*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Aoki, M. (1984).** *The co-operative game theory of the firm*. New York: Oxford University Press.
- Aoki, M. (1990).** Toward an economic model of the Japanese firm. *Journal of Economic Literature*, 28(1), 1–27. <https://www.jstor.org/stable/2727189>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991).** Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Aubert, N. & Bernheim P. (2020).** What the PACTE law changes for employee savings and participation? *Bankers Markets and Investors*, in press. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02532708/>

- Aubert, N., Chassagnon, V. & Hollandts, X. (2016).** Actionnariat salarié, gouvernance et performance de la firme : une étude de cas économétrique portant sur un groupe français coté. *Revue d'Économie Industrielle*, 154, 151–176. <https://doi.org/10.4000/rei.6365>
- Aubert, N., Grand, B., Lapied, A. & Rousseau, P. (2009).** Is employee ownership so senseless? *Finance*, 30(2), 5–29. <https://doi.org/10.3917/fina.302.0005>
- Aubert, N., Kern, A. & Hollandts, X. (2017).** Employee stock ownership and the cost of capital. *Research in International Business and Finance*, 41, 67–78. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.007>
- Auvray, T., Dallery, T. & Rigot, S. (2016).** *L'entreprise liquidée. La finance contre l'investissement*. Paris: Michalon. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01380394>
- Balsmeier, B., Bermig, A. & Dilger, A. (2013).** Corporate governance and employee power in the boardroom: An applied game theoretic analysis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 91, 51–74. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.04.004>
- Blasi, J., Freeman, R. & Kruse, D. (2016).** Do broad-based employee ownership, profit sharing and stock options help the best firms do even better? *British Journal of Industrial Relations*, 54(1), 55–82. <https://doi.org/10.1111/bjir.12135>
- Blasi, J. R., Kruse, D. & Bernstein, A. (2003).** *In the company of owners: The truth about stock options (and why every employee should have them)*. New York: Basic Books.
- Blair, M. M. (1999).** Firm-specific human capital and theories of the firm. In: M. M. Blair & M. J. Roe (Ed.), *Employees and Corporate Governance*, Ch 2. Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Blair, M. M. (2012).** In the best interest of the corporation: Directors' duties in the wake of the global crisis. In: T. Clarke & D. Branson (Ed.), *The SAGE Handbook of Corporate Governance*, Ch. 2. Washington, DC: SAGE.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998).** Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Boatright, J. R. (2004).** Employee governance and the ownership of the firm. *Business Ethics Quarterly*, 14(1), 1–21. <https://www.jstor.org/stable/3857770>
- Boutier, K. (2019).** Participation, intéressement et épargne salariale en 2017. *Dares Résultats* N° 036. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/participation-interessement-et-epargne-salariale-en-2017>
- Cameron, A. & Trivedi, P. (2005).** *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cavaco, S., Crifo, P., Rebérioux, A. & Roudaut, G. (2017).** Independent directors: Less informed but better selected than affiliated board members? *Journal of Corporate Finance*, 43, 106–121. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.01.004>
- Charléty, P. (2018).** L'activisme actionnarial dans l'assemblée générale : quels bénéfices pour les actionnaires et les entreprises ? *Revue d'Économie Financière*, 2(130), 195–221. <https://doi.org/10.3917/ecofi.130.0195>
- Crifo, P. & Rebérioux, A. (2019).** *La participation des salariés : du partage d'information à la codétermination*. Paris : Presses de Sciences Po. <https://www.pressdesciencespo.fr/fr/book/?gcoi=27246100262630>
- Cotis, J.-P. (2009).** Partage de la valeur ajoutée, partage des profits et écarts de rémunérations en France. Rapport au Président de la République. Insee. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/094000213.pdf>
- Derouiche, I. (Ed.) (2013).** *Quel rôle pour le conseil d'administration dans la détention de liquidités ? Cas des entreprises françaises cotées*. Paris: Lavoisier.
- Desbrières, P. (2002).** Les actionnaires salariés. *Revue Française de Gestion*, 5(141), 255–281. <https://www.cairn.info/revue-francaise-de-gestion-2002-5-page-255.htm>
- Doucoulagos, H., Laroche, P., Kruse, D. & Stanley, T. (2020).** Is Profit Sharing Productive? A Meta-Regression Analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 58(2), 364–395. <https://doi.org/10.1111/bjir.12483>
- Driver, C., Grosman, A. & Scaramozzino, P. (2020).** Dividend policy and investor pressure. *Economic Modelling*, 89, 559–576. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.11.016>
- Faleye, O., Mehrotra, V. & Morck, R. (2006).** When labor has a voice in corporate governance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(3), 489–510. <https://doi.org/10.1017/S0022109000002519>
- Fama, E. F. & Jensen, M. C. (1983).** Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 301–325. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/467037>
- Fauver, L. & Fuerst, M. E. (2006).** Does good corporate governance include employee representation? Evidence from German corporate boards. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 673–710. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.10.005>
- FEAS - Fédération européenne de l'actionnariat salarié (2018).** Recensement de l'actionnariat salarié européen en 2018. <http://www.efesonline.org/Annual%20Economic%20Survey/2018/Presentation%20FR.htm> (accédé le 18/12/2019).

- Germain, L. & Lyon-Caen, C. (2016).** Do we need employee representation on the board of directors? *SSRN working papers*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2729708
- Ginglinger, E., Megginson, W. & Waxin, T. (2011).** Employee ownership, board representation and corporate financial policies. *Journal of Corporate Finance*, 17(4), 868–887. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2011.03.005>
- Gomez, P.-Y. (2019).** *L'esprit malin du capitalisme. Comprendre la crise qui vient*. Paris: Desclée De Brouwer.
- Gorton, G. & Schmid, F. A. (2004).** Capital, labor, and the firm: A study of German codetermination. *Journal of the European Economic Association*, 2(5), 863–905. <https://doi.org/10.1162/1542476042782260>
- Goodijk, R. (2000).** Corporate governance and workers' participation. *Corporate Governance: An International Review*, 8(4), 303–310. <https://doi.org/10.1111/1467-8683.00209>
- Guedri, Z. & Hollandts, X. (2008).** Beyond dichotomy: The curvilinear impact of employee ownership on firm performance. *Corporate Governance: an International Review*, 16(5), 460–474. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2008.00703.x>
- Hart, O. (1995).** *Firms, contracts, and financial structure*. New York: Oxford University Press – Clarendon Press.
- Holmström, B. & Milgrom, P. (1994).** The firm as an incentive system. *The American Economic Review*, 84(4), 972–991. <https://www.jstor.org/stable/i337079>
- Hollandts, X., Guedri, Z. & Aubert, N. (2009).** Représentation du travail au CA et performance de l'entreprise : une étude empirique sur le SBF 250 (2000-2005). In: M.-N. Auberger & A. Conchon (Ed.), *Les administrateurs salariés et la gouvernance d'entreprise*. Paris: La Documentation Française. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01989060/document>
- Hollandts, X. & Aubert, N. (2019).** La gouvernance salariale : contribution de la représentation des salariés à la gouvernance d'entreprise. *Finance Contrôle Stratégie*, 22 (1). <https://doi.org/10.4000/fcs.3256>
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976).** Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(4), 305–360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1979).** Rights and production functions: An application to labor-managed firms and codetermination. *The Journal of Business*, 52(4), 469–506. <https://www.jstor.org/stable/2352442>
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1995).** Specific and general knowledge, and organizational structure. *Journal of Applied Corporate Finance*, 8(2), 4–18. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1995.tb00283.x>
- Jones, D. C. & Kato, T. (1995).** The productivity effects of employee stock-ownership plans and bonuses: evidence from Japanese panel data. *American Economic Review*, 85(3), 391–414. <https://www.jstor.org/stable/2118180>
- Kim, K. Y. & Patel, P. C. (2017).** Employee ownership and firm performance: A variance decomposition analysis of European firms. *Journal of Business Research*, 70, 248–254. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.08.014>
- Kruse, D. L. (1996).** Why do firms adopt profit-sharing and employee ownership plans? *British Journal of Industrial Relations*, 34(4), 515–538. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.1996.tb00488.x>
- Lazonick, W. (2018).** The functions of the stock market and the fallacies of shareholder value. In: C. Driver & G. Thompson (Ed.), *Corporate Governance in Contention*, Ch. 6. New York: Oxford University Press.
- Lazonick, W. & O'sullivan, M. (2000).** Maximizing shareholder value: a new ideology for corporate governance. *Economy and society*, 29(1), 13–35. <https://doi.org/10.1080/030851400360541>
- Mahoney, J. T. & Kor, Y. (2015).** Advancing the human capital perspective on value creation by joining capabilities and governance approaches. *Academy of Management Perspectives*, 29(3), 296–308. <https://doi.org/10.5465/amp.2014.0151>
- Nekhili, M., Boukadhaba, A., Nagati, H. & Chtioui, T. (2019).** ESG performance and market value: the moderating role of employee board representation. *The International Journal of Human Resource Management*, 1–27. <https://doi.org/10.1080/09585192.2019.1629989>
- Notat, N. & Senard, J.-D. (2018).** L'entreprise, objet d'intérêt collectif. Rapport aux Ministres de la Transition écologique et solidaire, de la Justice, de l'Economie et des Finances, du Travail. 9 mars 2018. https://www.economie.gouv.fr/files/files/PDF/2018/entreprise_objet_interet_collectif.pdf
- O'Boyle, E. H., Patel, P. C. & Gonzalez-Mulé, E. (2016).** Employee ownership and firm performance: a meta-analysis. *Human Resource Management Journal*, 26(4), 425–448. <https://doi.org/10.1111/1748-8583.12115>
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (2004).** *Saving capitalism from the capitalists: Unleashing the power of financial markets to create wealth and spread opportunity*. Princeton: Princeton University Press.
- Robinson, A. M. & Zhang, H. (2005).** Employee share ownership: safeguarding investments in human capital. *British Journal of Industrial Relations*, 43(3), 469–488. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2005.00365.x>
- Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1997).** A survey of corporate governance, *Journal of Finance*, 52(2), 737–783. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x>

Trabelsi, D., Aziz, S. & Lilti, J. (2019). A behavioral perspective on corporate dividend policy: evidence from France. *Corporate Governance*, 19(1), 102–119. <https://doi.org/10.1108/CG-02-2018-0077>

Tulum, Ö. & Lazonick, W. (2018). Financialized corporations in a national innovation system: The US pharmaceutical industry. *International Journal of Political Economy*, 47(3-4), 281–316. <https://doi.org/10.1080/08911916.2018.1549842>

Vermimm.net (2020). Dividendes et rachats d'actions en 2019. *La Lettre Vermimm* N° 175. https://www.vermimmen.net/Lire/Lettre_Vermimmen/Lettre_175.html

Wang, H. C., He, J. & Mahoney, J. T. (2009). Firm-specific knowledge resources and competitive advantage: the roles of economic-and relationship-based employee governance mechanisms. *Strategic Management Journal*, 30(12), 1265–1285. <https://doi.org/10.1002/smj.787>

Wintoki, M. B., Linck, J. S. & Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581–606. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.03.005>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometrics analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA. and London: The MIT Press.

ANNEXE 2

Tableau A2-1 – Influence de l'actionnariat salarié sur la redistribution de liquidités l'année n , avec un décalage de la variable d'intérêt de 1 à 3 ans

A – Dividendes versés			
	(5)	(5a)	(5b)
Dividendes versés*	0.695 *** (0.0255)	0.582 *** (0.0298)	0.563 *** (0.0313)
Dividendes versés**		0.172 *** (0.0262)	0.235 *** (0.0353)
Dividendes versés***			-0.0747 ** (0.0338)
Actionnariat salarié	-192.2 *** (42.59)	-192.7 *** (40.60)	-246.9 *** (48.87)
Administrateurs salariés	-12.36 ** (6.034)	-13.29 ** (6.123)	-12.46 ** (6.286)
Structure duale	394.4 *** (72.75)	428.5 *** (71.14)	452.4 *** (73.51)
Administrateurs indépendants	4.287 *** (1.317)	3.487 *** (1.293)	2.157 (1.410)
Administratrices	0.404 (1.558)	0.182 (1.503)	1.218 (1.583)
Actifs	166.1 *** (35.25)	-177.3 *** (34.92)	-183.3 *** (37.64)
Chiffre d'affaires	0.00416 *** (0.00107)	0.00432 *** (0.00102)	0.00430 *** (0.00106)
EBITDA	-0.0374 * (0.0203)	-0.0411 ** (0.0194)	-0.0403 ** (0.0202)
Endettement	-0.0680 (0.370)	-0.0388 (0.354)	-0.0568 (0.363)
Durée présence en Bourse	13.21 * (7.037)	12.52 * (6.843)	24.69 *** (8.752)
Secteur d'activité	-748.9 *** (88.05)	-779.3 *** (84.88)	-941.0 *** (105.2)
Constante	-19 104 (13 954)	-17 355 (13 573)	-40 512 (17 274)
AR(1)	-2.04(p=0.00)	-2.07 (p=0.00)	-2.09 (p=0.00)
AR(2)	1.15(p=0.31)	0.45 (p=0.61)	0.61 (p=0.43)
Sargan	1	0.99	1
Nombre d'observations	1 066	1 066	1 066
Nombre d'entreprises	82	82	82

B – Rachats d'actions

	(7)	(7a)	(7b)
Rachats d'actions*	0.0328 ** (0.0279)	-0.0233 ** (0.0291)	-0.0412 ** (0.0302)
Rachats d'actions**		-0.204 ** (0.0307)	-0.205 ** (0.0326)
Rachats d'actions***			-0.253 ** (0.0786)
Actionnariat salarié	-36.56 * (26.66)	-34.85 * (27.05)	-31.55 * (27.92)
Administrateurs salariés	1.206 (6.043)	-1.627 (6.438)	-1.555 (6.609)
Structure duale	52.03 (73.91)	21.82 (75.88)	-6.587 (78.03)
Administrateurs indépendants	2.315 * (1.322)	2.920 ** (1.359)	3.046 ** (1.455)
Administratrices	-3.268 ** (1.477)	-4.029 *** (1.492)	-4.022 *** (1.560)
Actifs	4.419 (32.65)	-25.72 (34.60)	-67.83 * (40.24)
Chiffre d'affaires	-0.000179 (0.00151)	0.000825 (0.00154)	0.000522 (0.00158)
EBITDA	-0.0129 (0.0203)	-0.0277 (0.0204)	-0.0315 (0.0212)
Endettement	-0.0868 (0.371)	-0.00640 (0.372)	-0.0433 (0.381)
Durée présence en Bourse	5.126 (4.881)	8.051 (5.027)	13.14 ** (5.452)
Secteur d'activité	108.7 ** (46.63)	138.1 *** (46.89)	149.5 *** (48.55)
Constante	-10 874 (9 597)	-16 097 (9 882)	-25 235 (10 661)
AR(1)	-6.54 (p=0.00)	-7.12 (p=0.00)	-6.92 (p=0.00)
AR(2)	0.58 (p=0.51)	1.51 (p=0.27)	0.54 (p=0.49)
Sargan	0.99	1	1
Nombre d'observations	1 066	1 066	1 066
Nombre d'entreprises	82	82	82

* avec décalage d'un an. ** avec décalage de deux ans. *** avec décalage de trois ans.

Note : *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %. Écarts-types entre parenthèses.

Tableau A2-2 – Résultats des régressions GMM testant l'effet différencié du type de représentation salariale au conseil d'administration (administrateur représentant les actionnaires salariés vs. administrateur représentant les salariés). Décalage d'un an de la variable d'intérêt

	Dividendes versés		Rachats d'actions	
	(5c)	(5d)	(7c)	(7d)
Dividendes versés*	0.682 *** (0.0251)	0.680 *** (0.0251)		
Rachats d'actions*			0.299 *** (0.0278)	0.297 *** (0.0278)
Administrateurs actionnaires salariés	-7.631 (70.50)		-80.34 (65.86)	
Administrateurs salariés		-90.92 (54.68)		-12.93 (55.51)
Structure duale	461.8 *** (71.13)	460.6 *** (71.17)	49.49 (73.87)	45.58 (73.68)
Administrateurs indépendants	4.163 *** (1.304)	4.167 *** (1.304)	2.233 * (1.320)	2.292 * (1.319)
Administratrices	0.804 (1.533)	0.846 (1.532)	-3.376 ** (1.477)	-3.175 ** (1.465)
Actifs	-192.5 *** (35.24)	-193.8 *** (34.67)	35.13 (29.30)	26.40 (28.40)
Chiffre d'affaires	0.00436 *** (0.00107)	0.00415 *** (0.00107)	-0.000156 (0.00151)	-0.000136 (0.00151)
EBIDTA	-0.0259 (0.0200)	-0.0260 (0.0200)	-0.0177 (0.0201)	-0.0160 (0.0200)
Endettement	-0.0801 (0.369)	-0.0872 (0.369)	-0.0902 (0.371)	-0.0911 (0.371)
Durée présence en Bourse	0.320 (6.467)	0.428 (6.395)	8.422 * (4.437)	7.670 * (4.410)
Secteur d'activité	-417.7 *** (47.02)	-409.6 *** (46.90)	57.34 * (32.98)	62.28 * (32.68)
Constante	5 185 (12 961)	4 983 (12 802)	-17 791 (8 645)	-16 127 (8 575)
AR(1)	-1.82 (p=0.00)	-2.15 (p=0.00)	-2.07 (p=0.00)	-2.11 (p=0.00)
AR(2)	0.38 (p=0.35)	0.75 (p=0.33)	1.11 (p=0.25)	1.46 (p=0.22)
Sargan	0.99	0.99	1	1
Nombre d'observations	1 066	1 066	1 066	1 066
Nombre d'entreprises	82	82	82	82

* avec décalage d'un an.

Note : *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %. Écarts-types entre parenthèses.

Tableau A2-3 – Résultats des régressions GMM testant l'effet de l'actionnariat salarié sur d'autres indicateurs de performance des entreprises

	Résultat net	Q de Tobin	Cash net
Résultat net*	0.103 *** (0.0248)		
Q de Tobin*		0.202 *** (0.0303)	
Cash net*			0.453 *** (0.0339)
Actionnariat salarié	0.168 *** (0.0498)	0.620 *** (0.142)	0.134 * (0.0921)
Administrateurs salariés	0.000169 (0.00341)	0.0150 * (0.00335)	0.00898 * (0.00541)
Structure duale	0.0383 *** (0.0142)	-0.0274 * (0.0158)	0.0917 *** (0.0248)
Administrateurs indépendants	0.102 (0.180)	0.116 (0.215)	0.0606 (0.313)
Administratrices	0.00540 (0.00295)	-0.00509 (0.00350)	0.00264 (0.00547)
Actifs	0.372 *** (0.0923)	-0.267 ** (0.106)	0.944 *** (0.127)
Chiffre affaires	0.000044 (0.00038)	-0.00026 (0.00045)	-0.00029 (0.00075)
EBITDA	-0.00035 (0.0004)	-0.0008 ** (0.00038)	0.000131 * (0.00072)
Endettement	0.000907 (0.000797)	0.000368 (0.000982)	0.000841 (0.00155)
Durée présence Bourse	0.00162 (0.00595)	-0.0280 (0.0247)	0.0700 *** (0.0146)
Secteur d'activité	0.382 *** (0.0998)	-0.224 (0.173)	0.158 (0.355)
Constante	1.118 (11.56)	65.54 (49.85)	-147.7 * (29.60)
AR(1)	-1.71 (p=0.00)	-1.61 (p=0.00)	-1.82 (p=0.00)
AR(2)	0.72 (p=0.33)	0.82 (p=0.26)	0.86 (p=0.25)
Sargan	0.99	0.99	0.99
Nombre d'observations	1 105	1 105	1 105
Nombre d'entreprises	85	85	85

* avec décalage d'un an.

Note : *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %. Écarts-types entre parenthèses.

Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers

Characterising the Landscape in the Analysis of Urbanisation Factors: Methodology and Illustration for the Urban Area of Angers

Julie Bourbeillon*, Thomas Coison**, Damien Rousselière** et Julien Salanié***

Résumé – L'urbanisation est en général modélisée pour rendre compte de l'arbitrage entre les rentes agricoles et périurbaines d'une localisation. Nous proposons dans cet article une modélisation incluant une caractérisation du sol à la fois dans ses dimensions économiques et physiques, mais aussi mobilisant des variables de perception du paysage. Pour cela, nous développons une approche originale en deux étapes consistant à estimer une probabilité d'urbanisation puis à prendre en compte son incertitude à l'aide d'une méthode de méta-régression interne. Les descripteurs du paysage, construits à partir d'une analyse textuelle des Atlas de Paysage, sont introduits dans cette seconde étape. L'application qui en est faite sur l'aire urbaine d'Angers montre l'importance de ces éléments pour l'analyse de l'urbanisation.

Abstract – Urbanisation is usually modelled to account for the trade-off between the rent from an agricultural and urban land-use in a location. In this article, we propose a model that includes a characterisation of the land in respect of not only its economic and physical aspects, but also using variables in relation to landscape perception. To that end, we develop an original two-stage approach consisting of estimating a probability of urbanisation and then taking the uncertainty of urbanisation into account using an internal meta-regression method. The landscape descriptors, constructed based on a textual analysis of the Landscape Atlases, are introduced in this second stage. The way in which they are applied to the urban area of Angers shows the importance of these elements in analysing urbanisation.

Codes JEL / Classification JEL : C25, R14

Mots-clés : atlas de paysage, méta-régression interne, perceptions, urbanisation

Keywords: landscape atlas, internal meta-regression, perceptions, urbanisation

*Institut Agro, Univ Angers, INRAE, IRHS, SFR 4207 QuaSaV (julie.bourbeillon@agrocampus-ouest.fr) ; **SMART-LERECO, INRAE, Institut Agro (thomas.coison@agrocampus-ouest.fr, damien.rousseliere@agrocampus-ouest.fr) ; ***Univ Lyon, UJM Saint-Etienne, GATE UMR 5824 (julien.salanie@univ-st-etienne.fr)

Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques approfondies. Ce travail a bénéficié du financement du Ministère de l'écologie, du développement durable, des transports et du logement (MEDDTL) dans le cadre du programme « Paysage et Développement Durable » (convention n°11-MUTS-PDD-3-CVS-019).

Reçu en décembre 2018, accepté en décembre 2020.

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

Citation: Bourbeillon, J., Coison, T., Rousselière, D. & Salanié, J. (2021). Characterising the Landscape in the Analysis of Urbanisation Factors: Methodology and Illustration for the Urban Area of Angers. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 109–128. doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2062

En France comme en Europe ou en Amérique du Nord, l'essentiel de l'accroissement de l'emprise des villes au sol se fait sur les terres à usage agricole. L'ampleur du phénomène résulte de deux forces : d'une part la croissance urbaine, sous l'effet naturel de la croissance de la population (Grekousis & Mountrakis, 2015) et de l'exode rural engendré par les différences de niveau de vie entre la ville et la campagne (Polèse & Shearmur, 2005) ; d'autre part la déconcentration urbaine comme l'illustre le cas des États-Unis, où la population des villes résidant dans les *suburbs* – ces territoires mixtes rendus accessibles notamment par l'avènement de la voiture individuelle – est passée de 40 % à 60 % entre 1950 et 1990 (Couch *et al.*, 2007). En Europe, alors que près de 75 % de la population vit en ville, les sols artificialisés couvrent un peu moins de 5 % du territoire mais continuent à développer leur emprise spatiale de manière régulière, bien qu'à un rythme moins soutenu qu'au début des années 2000 (EEA, 2019). Les données géographiques de la base CORINE Land Cover¹ qui portent sur 39 pays européens permettent d'apprécier l'importance de la pression urbaine sur les espaces agricoles, forestiers et naturels : entre 2012 et 2018 dans cet ensemble de pays les usages urbains du sol (résidentiel, commercial, etc.) ont entraîné l'artificialisation de près de 496 000 ha de terres agricoles, forêts et espaces naturels (soit la surface d'un département français moyen tel que le Jura ou la Haute-Loire par exemple). À l'échelle européenne, environ 42 % de cette artificialisation a eu lieu sur des terres arables, 27 % sur des prairies, près de 20 % sur des forêts et le reste (environ 11 %) sur divers espaces naturels (landes, friches, zones humides), avec bien sûr une très forte hétérogénéité inhérente aux caractéristiques des différents pays. La situation française est assez proche de la moyenne européenne : sur la même période, les plus de 47 000 ha qui ont été artificialisés, provenaient pour 50 % de terres arables, 31 % de prairies et 15 % d'espaces forestiers.

Dans cet article, nous mesurons l'urbanisation à travers la conversion d'une parcelle initialement dévolue à un usage agricole ou forestier vers un usage dit urbain. Les déterminants principaux en sont bien connus : pour qu'une parcelle soit convertie, il faut que son usage alternatif devienne relativement plus intéressant que son usage initial. Dans le péri-urbain, l'usage alternatif majeur est le résidentiel. Le modèle théorique développé dans Coisson *et al.* (2014) montre comment la rentabilité des deux

principaux usages alternatifs, l'usage agricole et l'usage résidentiel, évoluent spatialement. Il montre également que les aménités et le cadre de vie peuvent jouer un rôle important en plus des déterminants classiques des rentes associées à ces usages.

Dans cette lignée, nous formulons ici la question de recherche suivante² : comment un modèle empirique de changement d'affectation des sols peut-il inclure, en plus des déterminants usuels, des éléments relatifs à la perception du paysage ? En effet, bien que la littérature empirique sur la formation du prix des terres agricoles, du prix des terres urbaines et des déterminants des changements d'affectation du sol soit conséquente, elle ne rend pas compte, à notre connaissance, de la dimension « culturelle » du cadre de vie qui fonde l'analyse du paysage en géographie culturelle (Cosgrove, 2003). Notre contribution est à la fois méthodologique et à visée opérationnelle. Nous proposons de coupler un modèle d'affectation des sols à des descripteurs de cette dimension que nous tirons de l'analyse textuelle des Atlas de Paysage. Afin d'en tester le caractère opérationnel, nous appliquons cette méthodologie innovante au cas de l'aire urbaine d'Angers sur la période 2000-2010.

Les Atlas de Paysage sont réalisés à l'échelle d'un département ou d'une région, par une équipe généralement pluridisciplinaire. La Direction de l'Architecture et de l'Urbanisme a proposé en 1994 une méthode de rédaction, qui inclut une analyse de la dimension sensible, afin que ces Atlas constituent « un état de référence partagé » (Brunet-Vinck, 2004). Cette méthodologie suggère notamment trois parties : la délimitation des unités paysagères, définissant ainsi l'échelle d'étude (Roche, 2007), les perceptions et les évolutions des paysages. L'objectif est de traduire la définition que la Convention Européenne donne du paysage : « partie de territoire telle que perçue par les populations, dont le caractère résulte de l'action de facteurs naturels et/ou humains et de leurs interrelations » (Conseil de l'Europe, 2000). Les Atlas des Paysages peuvent donc être considérés comme « un outil d'identification et de qualification des paysages [...] » (Ambroise, 2010). Ils représentent ainsi une somme de connaissances sur les paysages, et plus particulièrement leur perception, s'intégrant dans le cadre de notre étude.

1. Mises à disposition par l'Agence Européenne de l'Environnement (EEA). <https://www.eea.europa.eu/data-and-maps/dashboards/land-take-statistics>, dernier accès le 05/02/2020.

2. Cet article s'inscrit dans la suite d'une recherche sur les liens entre paysages et étalement urbain (PAYTAL, 2014).

Le reste de cet article est organisé de la manière suivante. Nous présentons tout d'abord notre stratégie économétrique en deux étapes. Cette dernière est une contribution originale à la littérature, visant à quantifier l'importance des variables de paysage introduites dans le modèle tout en tenant compte de l'incertitude liée à la sélection des modèles dans le cadre d'un temps d'estimation raisonnable. Nous précisons également la méthode d'extraction des données paysagères à partir d'une analyse textuelle des Atlas des Paysages. Nous passons ensuite à l'application numérique de notre proposition méthodologique pour l'aire urbaine d'Angers. Nous concluons en évoquant les limites de notre approche et les opportunités de recherches futures qui s'offrent suite à ces travaux.

1. Stratégie empirique : une estimation en deux étapes

Pour apprécier le rôle des éléments culturels et perceptifs des paysages sur l'urbanisation, nous développons une approche économétrique en deux étapes, inspirée de différents travaux récents (Bryan & Jenkins, 2016 ; Coisnon *et al.*, 2019)³. Nous précisons ensuite la construction des variables de paysage.

1.1. Un modèle d'estimation des changements d'affectation des sols

La première étape correspond au modèle proposé par Polyakov & Zhang (2008), repris dans Nery *et al.* (2019), de changement d'affectation des sols tenant compte de la situation initiale, cette dernière étant vue comme un proxy des coûts de conversion. Ce modèle, qualifié également de modèle short-run dans la littérature (Ay *et al.*, 2017), est estimé *via* un logit multinomial (voir l'Annexe en ligne C1 pour une présentation ; lien à la fin de l'article). Les hypothèses du logit multinomial pouvant être restrictives au regard des données (notamment l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes), nous estimons également des modèles probit multinomiaux et des modèles binomiaux (logit et probit). Dans le cadre d'une procédure de sélection bayésienne des modèles, la fonction de la première étape étant la prédiction d'un effet marginal, nous nous appuyons sur le critère d'Akaike (AIC, *Akaike Information Criterion*), particulièrement bien adapté à cet objectif prédictif (Gelman *et al.*, 2014).

Le AIC permet alors de calculer la probabilité que chaque modèle se rapproche du vrai processus de génération des données et soit donc considéré comme le meilleur modèle en compétition parmi l'ensemble des modèles estimés

(Burnham & Anderson, 2004). Il permet également de calculer la fenêtre d'Ockham composée de l'ensemble des modèles dont la probabilité est raisonnablement différente de zéro (Tsai & Li, 2008).

En plus de nombreux contrôles, nous introduisons des indicatrices d'appartenance à une zone géographique homogène d'un point de vue paysager. Pour cela, nous utilisons les unités paysagères (UP) telles que définies dans les Atlas de Paysage.

Parmi nos contrôles, nous introduisons des variables capables de capturer les dimensions physiques des paysages, comme des métriques paysagères ou des indicateurs des spécificités agricoles et topographiques à l'échelle des UP. Nous les décrivons dans la sous-section 2.3. De cette manière, nous pouvons extraire l'effet propre de l'appartenance à chaque UP d'un Atlas des Paysages, indépendamment des caractéristiques physiques des paysages de ces unités paysagères, qui ont été extraites séparément par l'estimation du modèle économétrique. Ainsi nous pouvons estimer l'effet marginal de l'appartenance à une unité paysagère donnée UP^m avec $m = \{1, \dots, M\}$, sur la probabilité qu'une parcelle i soit allouée à un usage k urbain ($k=u$) en t sachant qu'elle était allouée à un usage j non urbain ($j \neq u$) à la période précédente. Cet effet marginal noté \widehat{P}_{kui}^m est donné par :

$$\widehat{P}_{kui}^m = \frac{\partial Prob_i(k = u | j \neq u, t)}{\partial UP^m} = \begin{aligned} & Prob_i(k = u | j \neq u, t, UP^m = 1) \\ & - Prob_i(k = u | j \neq u, t, UP^m = 0) \end{aligned} \quad (1)$$

Nous pouvons alors décrire ces probabilités marginales conditionnelles estimées par leurs deux premiers moments empiriques :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{la moyenne empirique de } \widehat{P}_{kui}^m \text{ est donnée par} \\ \mu_P^m = \frac{1}{N^m} \sum_{i=1}^{N^m} \widehat{P}_{kui}^m \\ \text{la variance empirique de } \widehat{P}_{kui}^m \text{ est donnée par} \\ (\sigma_P^m)^2 = \frac{1}{N^m - 1} \sum_{i=1}^{N^m} (\widehat{P}_{kui}^m - \mu_P^m)^2 \end{array} \right. \quad (2)$$

où N^m est le nombre de parcelles non urbanisées en début de période et localisées dans l'UP m .

Ces éléments nous permettent d'apprécier les différences entre les UP. Surtout, ils nous permettent de mettre en place une seconde étape dans laquelle nous expliquons les différences

3. Le modèle théorique sous-jacent est détaillé dans le rapport PAYTAL (2014).

observées des moyennes μ_p^m de probabilités marginales conditionnelles estimées pour chaque UP. Nous relient ces effets marginaux moyens aux mesures issues d'une analyse textuelle des Atlas des Paysages et nous régressons μ_p^m sur des indicateurs de richesse lexicale ou résultats de traitement automatique de la langue qui décrivent les principaux champs sémantiques apparaissant dans les descriptifs des UP.

Afin d'étudier le rôle des variables de perception dans une seconde étape, nous introduisons comme variables de contrôle dans la première étape des descripteurs objectifs des paysages qui peuvent être corrélés avec leurs aspects sensibles (voir Uuemaa *et al.*, 2009, dont la revue de littérature suggère l'existence d'un lien entre les descripteurs objectifs des paysages et leur contrepartie subjective). Nous retiendrons des métriques paysagères empruntées à l'écologie, les zonages agricoles (en Petites Régions Agricoles, PRA), les orientations technico-économiques des exploitations agricoles (OTEX) et les découpages administratifs (cantons).

1.2. Un métamodèle d'analyse du rôle des perceptions contrôlant de l'incertitude liée à la sélection des modèles

Pour apprécier l'impact des options de modélisation de la première étape sur la mesure des paramètres d'intérêt et les résultats de la deuxième étape, nous réalisons une méta-analyse interne, suivant la méthode suggérée par Banzhaf & Smith (2007). En pratique, comme l'ont fait Banzhaf & Smith (2007), Kuminoff *et al.* (2010) ou Klemick *et al.* (2018), on peut estimer un ensemble de modèles correspondant à des inclusions/exclusions différentes de variables explicatives. On met ainsi en place une méta-régression qui explique l'effet obtenu lors de la première étape en fonction des différentes options de modélisation retenues (i.e. inclusion/exclusion de telle ou telle variable) et en fonction de la qualité du modèle en question (Sutton & Higgins, 2008). Nous introduisons également à ce titre le AIC comme une simple variable additionnelle dans la régression de cette seconde étape. Si le modèle original contient un ensemble de K variables explicatives, alors il existe 2^K modèles potentiels à estimer. Le résultat, issu du calcul d'effets marginaux sur une grande quantité d'observations, débouche sur le type de problème qualifié d'*intractable* en économétrie ; extrêmement coûteux en temps de calcul, il nécessite des algorithmes adaptés pour être effectué en un temps raisonnable (Moral-Benito, 2015). Nous restreignons donc

les modèles candidats à ceux qui contiennent les variables susceptibles de représenter d'autres dimensions paysagères que celles approchées par les Atlas des Paysages. Si l'on retient par exemple quatre variables (les OTEX, les PRA, les métriques paysagères et les cantons), et en prenant en compte la possibilité d'une estimation *via* un lien probit ou logit et une variable de réponse dichotomique ou catégorielle, cela conduit à estimer $2^4=16$ modèles⁴ représentant toutes les combinaisons possibles d'inclusion/exclusion de ces six variantes du modèle⁵.

Nous calculons les moments μ_p^m et $(\sigma_p^m)^2$ des M effets marginaux calculés pour chaque modèle, soit $M \times 16$ mesures d'effets marginaux. C'est sur ces mesures que nous effectuons une méta-régression pour expliquer l'importance de l'effet mesuré en fonction des descripteurs des UP et des options de modélisation prises lors de la première étape.

Lors de cette deuxième étape, nous utilisons le modèle à effets aléatoires suivant :

$$\mu_{Pr}^m = \theta_R R_r + \theta_D D_r + u_r + \epsilon_r, \text{ avec } u_r \sim N(0, \tau^2) \text{ et } \epsilon_r \sim N(0, (\sigma_{Pr}^m)^2) \quad (3)$$

où l'indice r désigne le $r^{\text{ième}}$ des 64 modèles estimés dans la première étape, R_r est un vecteur de variables décrivant les UP et D_r un vecteur de variables comprenant les descripteurs du modèle, c'est-à-dire la présence ou l'absence d'une variable dans la première étape et θ_R et θ_D deux vecteurs de paramètres à estimer correspondants. u_r est un terme aléatoire propre à chaque régression de la première étape et τ^2 représente donc la variance inter-régression à estimer. ϵ_r est un terme aléatoire classique représentant la variance du résultat de la première étape. On a donc $\mu_{Pr}^m \sim N(\theta_R R_r + \theta_D D_r, \tau^2 + (\sigma_{Pr}^m)^2)$ ce qui permet de constater que la variabilité des résultats est liée aux caractéristiques propres des UP (vecteur R_r) et aux options de modélisation de la première étape (D_r). La variabilité des résultats s'explique également par deux composantes, la variabilité propre à chaque régression de la première étape $((\sigma_{Pr}^m)^2)$ et une variabilité résiduelle inter-régression (τ^2).

Les paramètres θ_R , θ_D et τ^2 de (3) sont estimés par maximum de vraisemblance restreint (REML), les erreurs standards ayant été corrigées selon la méthode de Knapp & Hartung (2003). La

4. Ici $P=6$ variantes du modèle donc 64 modèles à estimer.

5. Par souci de robustesse, nous avons également estimé 64 autres modèles sans inclusion des états initiaux. Ces modèles, qui ne tiennent pas compte de ces coûts de conversion, sont largement en dehors de la fenêtre d'Ockham et ne sont donc pas pris en compte dans la méta-régression à la deuxième étape.

combinaison de ces deux méthodes a été montrée comme particulièrement performante⁶.

Comme montré par Bryan & Jenkins (2016) à partir de l'idée initiale qui se trouve dans Saxonhouse (1976), cette méthode en deux étapes est conceptuellement équivalente à l'estimation séquentielle d'un modèle à effets aléatoires (i.e. d'un modèle multinomial multiniveau). Outre son efficacité au plan économétrique (avec un temps d'estimation raisonnable), cette approche a deux avantages supplémentaires. Le premier est, comme déjà mentionné, de contrôler de manière simple l'ensemble des incertitudes liées à la sélection des modèles, ce qui serait totalement irréaliste si nous devions le faire dans le cadre d'une démarche d'un modèle en une étape. Le second est de quantifier l'importance des variables utilisées à la seconde étape (ici les variables de perception du paysage) *via* deux indicateurs classiques des méta-régressions : la part de la variance inter-estimations (mesurée par le coefficient R^2 ajusté) et la variance totale attribuable aux différences entre les études (mesurée par le coefficient F^2). Nous renvoyons à Coisson *et al.* (2019) pour un exemple récent de mise en place de cette méthode.

1.3. La caractérisation des variables de perception du paysage

Pour construire les données paysagères, nous nous sommes appuyés sur une analyse textuelle des Atlas des Paysages⁷. Théoriquement, deux approches sont possibles : une approche lexicographique, qui s'appuie sur des dictionnaires *ad hoc* et/ou réduisant *a priori* le sens d'un corpus à la somme des mots qui le compose, et une approche sémantique, correspondant à une démarche plus globale visant à préserver le sens du texte (voir Lebart, 1994). Ces approches correspondent en grande partie à des outils d'analyse textuelle différents s'étant fortement raffinés ces dernières années : fouille massive de textes, réseau de neurones, analyse de sentiments par plongement lexical, etc. (Loughran & McDonald, 2016; Nowak & Smith, 2017; Kozłowski *et al.*, 2019).

Nous avons choisi de tester ces deux entrées. Pour l'entrée lexicographique (Nowak & Smith 2017; Blanc *et al.* 2019), des indicateurs de richesse de vocabulaire ont été estimés pour l'ensemble des territoires couverts par les Atlas des Paysages à notre disposition. Nous avons mobilisé différents grands dictionnaires *ad hoc* en utilisant des thésaurus comme Eurovoc ou Gemet relatifs à certains thèmes présents dans

les textes⁸. L'indicateur retenu est la fréquence des termes relatifs à ces différents dictionnaires (architecture, botanique, économie, élevage, minéralogie, urbanisme, sylviculture, géologie, campagne, viticulture, religion, eau⁹). Il a ensuite été centré-réduit sur l'ensemble des UP numérisées. On a de cette manière un indicateur qui permet de comparer les richesses relatives pour un même dictionnaire entre les différentes UP.

Pour l'entrée sémantique (Loughran & McDonald, 2016; Maire & Liarte, 2019), nous avons utilisé le logiciel Tropes développé par Molette (2009), qui s'inscrit dans le domaine du Traitement Automatique du Langage Naturel (TALN), discipline reliant linguistique, informatique et intelligence artificielle. Chaque texte (article, discours, ouvrage, etc.) est analysé de manière à faire apparaître l'ossature du texte, son sens. Pour cela, Tropes s'appuie sur un ensemble de modèles théoriques, qui visent à mettre en retrait de l'analyse la subjectivité de l'utilisateur. L'étude des textes repose sur une analyse morphosyntaxique, un lexique et un réseau sémantique. Il permet d'évaluer, entre autres : les styles et mises en scène du texte, les propositions remarquables, le contexte global (« les univers de références »), les références utilisées, les relations entre éléments, les listes de verbes et adjectifs utilisées (ainsi que leurs occurrences), etc. La méthode d'extraction terminologique de Tropes repose sur des taxonomies nommées *scenarii*. Ces *scenarii* sont conçus pour enrichir et filtrer les classes d'équivalents (les concepts et termes associés) en fonction d'une stratégie d'analyse. Une fois l'analyse effectuée, il est possible de générer un rapport complet du texte étudié. Le dictionnaire de référence, nommé « scénario concept », contient un lexique très large regroupant 28 catégories de base¹⁰. Le logiciel permet ainsi l'analyse de n'importe quel type de discours à travers plus de 60 000 termes du vocabulaire francophone de base, organisés hiérarchiquement selon ces catégories. Le corpus constitué des descriptions de l'ensemble des UP a été classifié selon ces concepts définis dans le « scénario concept ». Les variables créées sont, ici encore, des variables de richesse relative de vocabulaire pour chacune des catégories de base et ont été centrées-réduites.

6. Nous nous sommes appuyés à cet effet sur la procédure *metareg* développée sous Stata.

7. Les prétraitements sont détaillés dans le rapport PAYTAL (2014).

8. Le caractère *ad hoc* de ces dictionnaires, bien que choisis de manière experte, justifie en partie le fait que nous ne centrons pas l'analyse économétrique de l'urbanisation dans ce qui suit sur ce type d'indicateurs.

9. Voir par exemple <https://www.eionet.europa.eu/gemet/fr/theme/40/concepts/> pour le dictionnaire propre à l'eau.

10. La liste exacte des catégories ou thématiques de ce scénario est disponible à partir de l'installation du logiciel Tropes (<https://www.tropes.fr/>)

2. Application à l'aire urbaine d'Angers pour la période 2000-2010

2.1. Présentation du territoire étudié

L'aire urbaine d'Angers que nous retenons est celle de l'Insee¹¹ mise à jour en 2011 sur des données de 2010. Notre zone d'étude contient 133 communes et propose une certaine diversité paysagère, due notamment à une dynamique agricole spécifique et fortement spatialisée. On y trouve par exemple des paysages viticoles dans les vallées du Layon et de l'Aubance au sud de l'aire urbaine, une zone plus concentrée d'horticulture et de maraîchage au sein du triangle horticole bordé par la Loire et la Maine, un plateau bocager dans le Haut-Anjou au nord et un bocage plus dense et vallonné à l'ouest. L'est de l'aire urbaine se distingue lui par des paysages d'arboriculture fruitière et des dynamiques d'ouvertures paysagères le long du val d'Authion, caractérisé par un développement des grandes cultures. La diversité des paysages au sein de l'aire urbaine angevine est ainsi pertinente pour l'application empirique de notre méthodologie.

Les données d'usage du sol ont été obtenues par télédétection¹² ; elles décrivent trois usages alternatif (forêt, agricole, urbain) pour des pixels carrés de 100 m de côté. Dans l'estimation du modèle (1), les « parcelles » correspondent ainsi à ces pixels carrés. Nous disposons à chaque date de plus de 200 000 observations.

Les matrices de transition de l'usage du sol montrent que l'urbanisation a essentiellement lieu sur les terres agricoles : la part de ces

dernières est passée de 84 % en 1990 à 82 % en 2000 et 78 % en 2010 (tableau 1). Aux mêmes dates, l'urbain est passé de 6.9 % à 8.7 % et 10.6 % ; cette urbanisation concerne l'ensemble du territoire étudié avec une plus forte pression de conversion aux abords d'Angers (voir figure). L'urbanisation est virtuellement irréversible, puisque seules 0.03 % des surfaces urbanisées en 1990 sont retournées à un usage agricole ou forestier (Chakir & Parent (2009) font un constat similaire pour le département du Rhône).

Les formes urbaines, appréhendées par des métriques paysagères, ont également évolué entre 1990, 2000 et 2010. Les deux premières métriques (nombre de patches, périmètre) sont des mesures de la fragmentation des classes d'usage du sol. On voit que l'agriculture a une tendance générale à être moins fragmentée : le nombre de patches diminue et leur périmètre augmente (tableau 2). Le ratio périmètre/aire augmente pour l'agriculture et les forêts mais diminue pour l'urbain. Ceci indique que, globalement, les deux premiers ont tendance à être moins compacts (des formes moins rondes) et les taches urbaines

11. La définition de l'Insee des aires urbaines repose essentiellement sur les migrants-alternants, c'est-à-dire les individus qui ne travaillent pas sur leur commune de résidence. Sur notre zone d'étude, pour chaque commune, au moins 40 % de la population en âge de travailler travaille sur la commune d'Angers.

12. Le raster original fournit l'usage du sol sur des pixels de 20 m de côté. L'aire urbaine faisant environ 60 km de haut sur 60 km de large, cela conduit à l'observation de plus de 3 millions de pixels. Pour faciliter le traitement des données, nous avons agrégé ces données sur un raster dont le pixel de base fait 100 m par 100 m, soit 25 pixels originaux. Lors de l'agrégation, nous avons donné priorité à l'urbain (un pixel est classé urbain si au moins 1/5^e est urbanisé et à l'usage majoritaire sinon) ; cela permet de réduire le jeu de données à un peu plus de 220 000 observations, avec une perte d'information minime.

Tableau 1 – Matrices de transition de l'usage des sols sur l'aire urbaine d'Angers (nombre de pixels et % de contribution des usages précédents)

		Occupation du sol en 1990			
		Urbain	Agriculture	Forêt	Total
Occupation du sol en 2000	Urbain	15 292 (79.0 %)	3 916 (20.2 %)	148 (0.8 %)	19 356 (100.0 %)
	Agriculture	11 (0.0 %)	177 876 (98.0 %)	3 511 (1.9 %)	181 398 (100.0 %)
	Forêt	8 (0.0 %)	3 994 (19.6 %)	16 331 (80.3 %)	20 333 (100.0 %)
		Occupation du sol en 2000			
		Urbain	Agriculture	Forêt	Total
Occupation du sol en 2010	Urbain	19 221 (82.0 %)	4 054 (17.3 %)	169 (0.7 %)	23 444 (100.0 %)
	Agriculture	125 (0.0 %)	169 915 (98.4 %)	2 634 (1.5 %)	172 674 (100.0 %)
	Forêt	10 (0.0 %)	7 429 (29.7 %)	17 530 (70.2 %)	24 969 (100.0 %)

Lecture (première ligne) : en 2000, sur les 19 356 pixels détectés comme urbains, 15 292 étaient déjà des pixels urbains en 1990 (soit 79.0 %), 3 916 étaient des pixels agricoles (soit 20.2 %) et 148 étaient des pixels forestiers (soit 0.8 %).

Figure – Évolution de l'urbanisation sur l'aire urbaine d'Angers

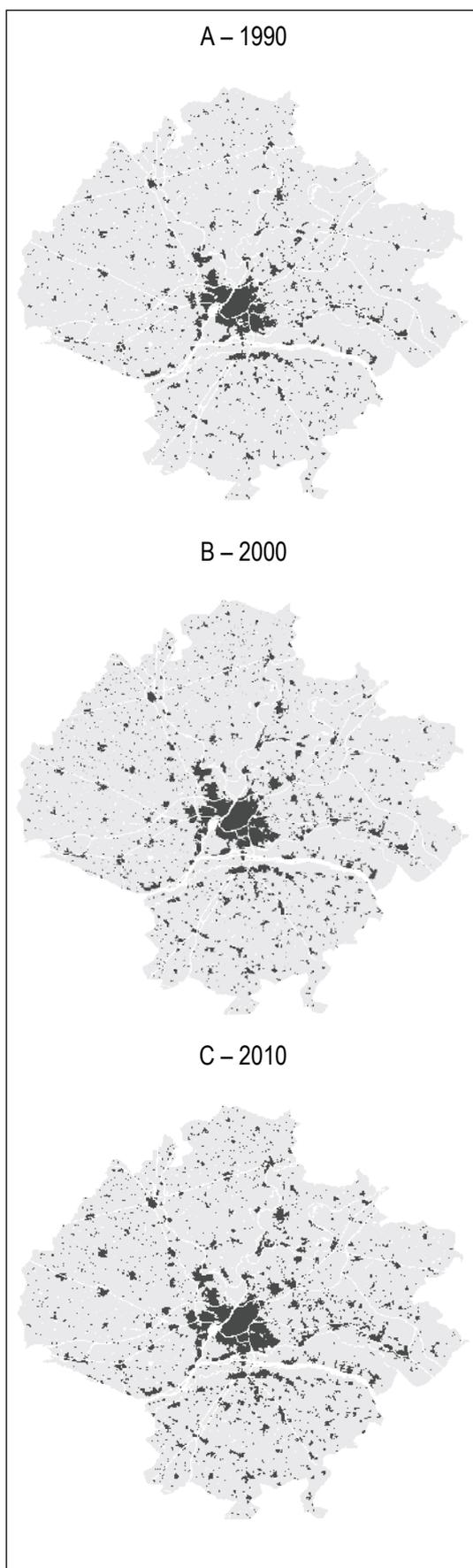


Tableau 2 – Évolution de quelques métriques paysagères sur l'aire urbaine d'Angers

Usage du sol	1990	2000	2010
Nombre de patches			
Agriculture	128 838	122 368	107 300
Forêt	5 704	6 223	6 763
Urbain	4 839	6 220	8 027
Périmètre			
Agriculture	55 076	56 872	64 284
Forêt	24 122	22 914	31 240
Urbain	17 672	22 112	25 250
Ratio périmètre/aire			
Agriculture	0.296	0.314	0.372
Forêt	1.207	1.127	1.251
Urbain	1.154	1.142	1.077
Indice de forme			
Agriculture	31.910	33.376	38.632
Forêt	42.618	40.059	49.274
Urbain	35.629	39.627	41.124

à s'agglomérer, parce que l'urbanisation a lieu à côté de taches d'urbanisation existantes. L'indice de forme corrige les appréciations qui peuvent être faites par le ratio périmètre/aire en tenant compte du fait que les pixels sont carrés. On voit alors que la forme des taches urbaines s'est aussi complexifiée, mais moins que celle des deux autres classes.

En schématisant, on peut dire qu'à l'échelle de l'aire urbaine d'Angers, l'étalement urbain s'est fait essentiellement sur les terres agricoles, majoritairement par remplissage des vides entre les zones urbanisées existantes et que cette urbanisation s'est accompagnée de patches plus gros et plus complexes de forêt et d'agriculture.

2.2. Les données socio-économiques

La conversion des terres est déterminée par les rentes dans leurs usages alternatifs et par les coûts de conversion. En l'absence de données agronomiques et pédologiques précises, nous apprécions la rente en usage agricole par la pente mesurée sur nos pixels de 100 m de côté à partir du modèle numérique de terrain (MNT) BDALTI de l'IGN de précision métrique pour le Maine-et-Loire. Nous définissons la pente comme la différence entre le point le plus élevé et le point le plus bas de chacun de nos pixels. Nous apprécions aussi la rente agricole par les différences d'orientation technico-économique (OTEX) des communes du Recensement Agricole de 2000 qui intègre un ensemble de considérations comme la qualité des sols, les opportunités de marché, le prix des intrants et des produits agricoles, les économies d'agglomérations qui influencent les choix des agriculteurs.

Cela peut poser des problèmes d'endogénéité si les mêmes variables viennent influencer ces choix et la conversion¹³. Toutefois, nous pensons que ce risque est mineur ici car l'OTEX est déterminée au niveau agrégé (la commune) et indépendante des décisions individuelles. Par mesure de robustesse, différentes estimations avec et sans cette variable sont menées. Nous utilisons également la part communale de terres labourables dans la surface agricole utile (SAU) en 1988. Enfin, nous utilisons le zonage en Petites Régions Agricoles comme indicateur du potentiel agricole.

La rente urbaine dépend fortement de l'accessibilité aux emplois et services. Nous utilisons trois indicatrices de l'accessibilité : les distances au centre-ville d'Angers et au chef-lieu de commune¹⁴ le plus proche et la distance au réseau routier principal inter-cités¹⁵. Les données disponibles auprès de l'IGN pour calculer les distances par le réseau routier datent de 2010, c'est-à-dire une fois que les décisions d'urbanisation ont été prises ; pour les distances à Angers (CBD) et aux chefs-lieux de communes (SBD), nous suivons donc une option classique qui est de plutôt calculer les distances à vol d'oiseau, comme le suggèrent Chomitz & Gray (1996).

Pour tenir compte des externalités de voisinage engendrées par le développement urbain, nous choisissons le pourcentage de pixels urbanisés dans un rayon de 250 m¹⁶ comme le fait une partie de la littérature (par exemple Irwin & Bockstael, 2002, ou encore Newburn *et al.*, 2006).

Nous tenons compte également des importantes confluences et de l'endiguement partiel, sur une seule rive, de la Loire, qui créent de larges zones inondables, en introduisant le zonage en zones d'inondation constatées (ZIC) de la DREAL Pays de la Loire¹⁷.

Enfin, les décideurs publics locaux, notamment les maires, peuvent mettre en place des politiques restrictives en matière d'urbanisme, notamment *via* les plans d'occupation des sols (POS), remplacés en 2000¹⁸ par les plans locaux d'urbanisme (PLU). Certaines communes optent pour une carte communale légèrement moins restrictive et les communes soumises à une pression foncière faible peuvent ne mettre en place aucun zonage et se soumettre au règlement national d'urbanisme (RNU), qui prévoit que les constructions nouvelles doivent favoriser la cohérence du bâti. Toutes ces dispositions visent à lutter contre le mitage.

Nous n'avons pas l'information sur les différents zonages des 133 communes étudiées mais cela

nous semble une limite mineure. D'abord, nous analysons les conversions à des distances de 10 ans. Sur ces durées, les documents d'urbanisme sont largement modifiés ou révisés pour s'ajuster aux besoins de développement des communes. Ensuite, les délais de la mise en place de la loi SRU depuis 2000, son anticipation lors de la période précédente et la négociation du Schéma de Cohérence de Territoriale (SCoT) du Pôle métropolitain Loire Angers, qui couvre 66 de nos 133 communes, ont certainement engendré une période d'instabilité des zonages qui ont été revus au gré des avancées faites par les communes et communautés de communes dans la définition de leur stratégie de développement. Pour ces raisons, nous pensons que les zonages n'ont pas joué un rôle majeur¹⁹. En revanche, nous pensons qu'ils peuvent jouer sur le niveau de compacité du développement urbain. En particulier, on s'attend plutôt à un développement contigu et à un effet positif du développement des parcelles voisines, sous l'effet des contraintes du zonage, au moins pour des densités de développement peu importantes. Le zonage a un effet contraire aux externalités de voisinage. Outre le zonage, la fiscalité locale sur le foncier (taxe d'habitation, taxe sur le foncier non bâti et taxe sur le foncier bâti) peut avoir un effet significatif sur l'urbanisation.

Pour en tenir compte, une option serait d'introduire des variables communales (*dummies*) afin de capturer les effets de la politique de zonage et de la politique fiscale communale. Toutefois, cela revient à introduire $133 \times 2 = 266$ variables dans le modèle et conduit à augmenter de manière importante le temps d'estimation. C'est pourquoi nous avons opté pour un compromis raisonnable consistant à introduire des *dummies* cantonales²⁰ : sans couvrir l'intégralité des spécificités communales, elles en capturent une bonne partie, notamment du fait de l'existence de

13. Le syndrome d'impermanence (impermanence syndrome) est une manifestation connue de ce problème (Lopez et al., 1988). Il s'observe dans des zones soumises à une forte urbanisation lorsque les agriculteurs sous-investissent dans l'attente d'une plus-value foncière à la conversion d'une parcelle.

14. Pour les coordonnées du chef-lieu de commune, nous utilisons les données GEOFLA de l'IGN. Pour un point dans l'espace, selon la configuration spatiale, le chef-lieu de commune le plus proche n'est pas nécessairement celui de la commune sur laquelle le point est situé.

15. Il s'agit du réseau routier principal de la BDTOPO de l'IGN.

16. Sur nos données, pour 79.9 % des pixels nous avons alors 20 voisins, 13.6 % ont entre 15 et 19 voisins, 6.1 % ont entre 10 et 14 voisins et seuls 0.4 % des pixels ont moins de 9 voisins.

17. <http://www.sigloire.fr/> dernier accès le 2 juin 2020.

18. Loi relative à la solidarité et au renouvellement urbains du 13 décembre 2000, dite « loi SRU ».

19. En outre, l'étude de Kline et al. (2001) sur l'Oregon, un État américain pionnier en matière de planification urbaine, ne trouve pas d'effet significatif des zonages sur la probabilité d'urbanisation des parcelles.

20. L'aire urbaine d'Angers est répartie sur 21 cantons.

comportements stratégiques de mimétisme fiscal (voir par exemple Casette & Paty, 2006).

2.3. Données physiques et de perception des paysages

Les données de paysage sont construites pour les unités paysagères de l'Atlas des Paysages du Maine-et-Loire. La couche SIG de ce découpage est celle créée par Groult & Roche (2009)²¹ et disponible sur le site CARMEN. On code sous forme de dummy l'appartenance de chaque pixel de l'aire urbaine à une UP. Ce sont les paramètres estimés sur ces dummies qui nous permettront, pour chaque pixel, de calculer la probabilité d'urbanisation conditionnellement à la non urbanisation à la période précédente et à l'appartenance à une UP.

Nous caractérisons les dimensions physiques des paysages à l'aide de trois métriques paysagères calculées en début de période : le ratio périmètre/aire, l'indice de forme et l'indice de dimension fractale, calculés sur une grille carrée de 3 km de côté. On attribue à chaque pixel les valeurs d'indice de la case de cette grille dans laquelle il se situe. Ces indices permettent de caractériser les formes paysagères dans l'environnement proche, même si non directement immédiat, de chaque pixel.

Certaines des variables proxy que nous utilisons véhiculent une dimension paysagère : ainsi, les PRA ont été établies sur la base de l'homogénéité agronomique des territoires – un découpage qui a certainement un lien fort avec les aspects physiques des paysages. Il en va de même des orientations technico-économiques des exploitations à l'échelle communale (OTEX) ou du découpage cantonal. C'est pourquoi nous analyserons la sensibilité de nos résultats à l'inclusion/exclusion de ces

variables dans le modèle économétrique de la première étape. Les statistiques descriptives des variables incluses dans le modèle (1) sont présentées en annexe.

Le tableau 3, relatif aux données de perception du paysage, présente la répartition des mots pour chaque catégorie de premier niveau représentant au moins 2 % des mots. On y constate la prédominance des thèmes qui sont au cœur des Atlas des Paysages, tels que l'agriculture et l'environnement, l'aménagement du territoire ainsi que leur caractérisation. Par contre, les éléments relevant de la perception sont rares : ils représentent une fraction des thèmes « Caractéristiques », « Comportements et sentiments » ou « Forces et quantités ».

3. Résultats des estimations

3.1. Première étape : estimation du modèle d'allocation du sol

Comme l'Atlas des Paysages du Maine-et-Loire a été créé en 2000-2001, nous choisissons de ne présenter ici que les estimations pour la période 2000-2010. L'estimation des 128 modèles (sans/avec les situations initiales) pour cette période est effectuée par maximum de vraisemblance²². Les 64 modèles n'incluant pas les situations initiales, et donc les coûts de conversion, ont un AIC très élevé et une probabilité de se rapprocher du processus de génération des données proche de zéro. Les résultats sont présentés dans le tableau 4 pour les modèles ayant le AIC le plus faible (modèles (105) et (108) pour les modèles dichotomiques et (9) et (41) pour les modèles

21. Nous sommes reconnaissants à Richard Raymond pour son aide précieuse dans l'obtention de ces données.

22. Les résultats détaillés de ces estimations sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables de perception

Thème	Nombre de mots	Pourcentage de mots
Géographie, pays et territoires	7 625	16
Caractéristiques	7 173	15
Agriculture et environnement	5 077	10
Politique et société	3 628	8
Forces et quantités	2 155	4
Construction, immobilier et habitat	2 078	4
Communication et médias	1 487	3
Animaux et végétaux	1 469	3
Comportements et sentiments	1 419	3
Autres concepts	6 907	14
Autres thématiques (<2%)	9 336	19
Total	48 354	100

Note : les Autres concepts correspondent à une catégorie résiduelle de Tropes regroupant des concepts « outils » n'appartenant à aucune autre catégorie ; la ligne Autres thématiques regroupe les 18 autres thèmes les moins fréquents.

multinomiaux). Les deux modèles multinomiaux ne se différencient que relativement à la fonction de lien utilisée (logit ou probit) alors que les modèles dichotomiques sont à chaque fois un probit et ne se différencient que par l'inclusion ou non de métriques paysagères. Tous ces modèles montrent des résultats cohérents et très proches. Les coefficients pour un usage du sol final en agriculture (en 2010) sont pris en référence et normalisés à 0. On présente donc les coefficients estimés pour les deux autres catégories d'usage du sol : forêt et urbain. Un coefficient positif indique²³ que la variable favorise la conversion vers l'un de

ces autres usages, l'agriculture étant prise en référence. C'est l'inverse pour un coefficient négatif.

Comme nous nous intéressons à la dynamique de l'urbanisation, nous nous limitons à une discussion rapide du signe des coefficients estimés sur les parcelles urbanisées en 2010. Le terme linéaire et le terme quadratique sur la distance à Angers, c'est-à-dire la distance aux emplois,

23. Il est en général plus aisé d'interpréter les coefficients d'un modèle logit ou probit qu'il soit multinomial ou dichotomique en termes d'effets marginaux ; toutefois comme les coefficients de la première étape ne sont pas notre centre d'intérêt, nous nous limitons à une discussion rapide de leur signe.

Tableau 4 – Résultats de l'estimation des modèles d'allocation du sol

	Modèle (9)		Modèle (41)		Modèle (105)	Modèle (108)
	Forêt	Urbain	Forêt	Urbain	Urbain	Urbain
Constante	-16.256*** (1.083)	5.482*** (1.616)	-9.843*** (0.687)	2.511** (0.982)	2.375*** (0.715)	1.999*** (0.308)
Distance CBD	-0.103*** (0.030)	0.162*** (0.048)	-0.071*** (0.020)	0.089*** (0.030)	0.077*** (0.022)	0.068*** (0.021)
(Distance CBD) ²	0.000 (0.000)	-0.003*** (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Distance SBD	0.503*** (0.052)	-1.626*** (0.071)	0.264*** (0.033)	-0.966*** (0.043)	-0.746*** (0.031)	-0.748*** (0.031)
(Distance SBD) ²	-0.081*** (0.012)	0.262*** (0.018)	-0.041*** (0.008)	0.156*** (0.011)	0.120*** (0.008)	0.120*** (0.008)
Revenu Commune	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Revenu Commune × Distance CBD	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Distance Route	0.270*** (0.018)	-0.103*** (0.030)	0.182*** (0.012)	-0.045** (0.018)	-0.053*** (0.013)	-0.066*** (0.013)
(Distance Route) ²	-0.030*** (0.002)	0.011*** (0.004)	-0.021*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)
Pente	0.059*** (0.007)	0.057*** (0.014)	0.041*** (0.004)	0.039*** (0.008)	0.026*** (0.006)	0.027*** (0.006)
(Pente) ²	0.000 (0.000)	-0.004*** (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
PNR	0.187 (0.118)	0.339** (0.146)	0.149* (0.076)	0.198** (0.093)	0.125* (0.067)	0.154** (0.067)
Équipements Commune	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Équip. Comm. × Distance SBD	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Voisinage Urbanisé en 2000	-2.298*** (0.262)	10.281*** (0.233)	-1.075*** (0.166)	6.274*** (0.155)	4.812*** (0.110)	4.825*** (0.110)
(Voisinage Urbanisé en 2000) ²	3.499*** (0.504)	-6.804*** (0.350)	2.397*** (0.325)	-3.395*** (0.261)	-2.933*** (0.180)	-2.918*** (0.179)
Agricole 2000	-0.479 (0.347)	-7.766*** (0.098)	-1.116*** (0.147)	-5.441*** (0.055)	-3.879*** (0.038)	-3.878*** (0.038)
Forêt 2000	4.231*** (0.347)	-6.787*** (0.132)	2.630*** (0.147)	-4.275*** (0.074)	-4.240*** (0.052)	-4.222*** (0.052)
Inondable	0.539*** (0.077)	-1.700*** (0.171)	0.345*** (0.048)	-0.980*** (0.095)	-0.754*** (0.071)	-0.753*** (0.071)

→

Tableau 4 – Résultats de l'estimation des modèles d'allocation du sol (suite)

	Modèle (9)		Modèle (41)		Modèle (105)	Modèle (108)
	Forêt	Urbain	Forêt	Urbain	Urbain	Urbain
Loire des Promontoires	-0.176 (0.188)	0.051 (0.165)	0.025 (0.122)	-0.035 (0.115)	-0.036 (0.082)	-0.063 (0.081)
Beaugeois	-0.258 (0.175)	-1.190*** (0.187)	-0.089 (0.116)	-0.751*** (0.124)	-0.553*** (0.090)	-0.586*** (0.089)
Couloir du Layon	0.440*** (0.163)	-0.652*** (0.167)	0.353*** (0.107)	-0.364*** (0.111)	-0.322*** (0.080)	-0.349*** (0.079)
Haut Anjou	-0.390* (0.207)	-1.396*** (0.232)	-0.143 (0.135)	-0.933*** (0.152)	-0.680*** (0.110)	-0.700*** (0.109)
Saumurois	0.688*** (0.161)	-0.320** (0.157)	0.517*** (0.106)	-0.149 (0.106)	-0.184** (0.076)	-0.214*** (0.075)
Segréen	-0.759*** (0.188)	-1.347*** (0.184)	-0.302** (0.122)	-0.886*** (0.125)	-0.629*** (0.090)	-0.681*** (0.088)
Val d'Anjou	-0.763*** (0.216)	-0.179 (0.246)	-0.399*** (0.141)	-0.237 (0.160)	-0.161 (0.116)	-0.193* (0.115)
Basses Vallées Angevines	-0.228 (0.170)	-1.473*** (0.179)	-0.071 (0.111)	-0.863*** (0.120)	-0.646*** (0.087)	-0.669*** (0.085)
Marches du Segréen	-1.298*** (0.261)	-0.883*** (0.340)	-0.763*** (0.171)	-0.674*** (0.215)	-0.452*** (0.156)	-0.468*** (0.155)
Mauges	0.788*** (0.164)	-0.400*** (0.152)	0.585*** (0.109)	-0.241** (0.106)	-0.246*** (0.076)	-0.257*** (0.075)
Plateaux de l'Aubance	-0.155 (0.208)	-0.012 (0.220)	0.036 (0.135)	-0.078 (0.146)	-0.104 (0.106)	-0.159 (0.104)
Portes du Beaugeois	0.212 (0.180)	-0.722*** (0.167)	0.172 (0.118)	-0.451*** (0.117)	-0.377*** (0.085)	-0.420*** (0.082)
PRA		Oui		Oui	Oui	Oui
Canton		Oui		Oui	Oui	Oui
OTEX		Oui		Oui	Oui	Oui
Métriques paysagères		Oui		Oui	Oui	Non
Méthode		Multinomial		Multinomial	Binomial	Binomial
Lien		Logit		Probit	Probit	Probit
Observations		221 087		221 087	221 087	221 087
Log Lik		-51 477		-51 452	-15 068	-15 077
AIC		103 227		103 176	30 272	30 284

Note : les écarts-type sont entre parenthèses. ***, ** et * identifient les paramètres significatifs aux seuils de 0.01 %, 0.05 % et 0.1 % respectivement.

indiquent une relation concave, en U inversé, entre la distance au CBD et la probabilité d'urbanisation. Le sommet de la courbe en U inversé est à environ 1.8 km du centre d'Angers. Ainsi, les parcelles non urbanisées sur la commune même d'Angers ont une probabilité plus faible d'être urbanisées que des parcelles situées à proximité immédiate d'Angers (vers 2 km). Il faut y voir ici deux effets. D'abord, les espaces ont une grande valeur dans leur état non urbanisé, car ils procurent des aménités et sont donc certainement protégés. Par ailleurs, ces espaces correspondent essentiellement aux bords de Maine qui sont inondables. Au-delà de 2 km, les parcelles ont une probabilité décroissante

d'être urbanisées, ce qui traduit bien l'effet de l'augmentation des coûts de transport au lieu de travail. L'effet de la distance au centre de la ville (SBD) est décroissant et convexe. La probabilité d'urbanisation est donc plus forte à proximité immédiate des bourgs que lorsque que l'on s'en éloigne, ce qui traduit la valeur de la proximité aux services et de la proximité sociale d'une part et, d'autre part, l'effet inobservé des documents de planification qui favorisent la contiguïté de développement urbain. La relation décroissante et convexe pour la proximité au réseau routier principal traduit la valeur de l'accessibilité à Angers et aux principaux pôles régionaux.

Le revenu communal moyen a un effet positif, ce qui traduit la préférence des ménages périurbains pour des voisinages plus aisés. C'est la manifestation classique des forces qui sous-tendent les situations de ségrégation. Le niveau d'équipement des communes a également un effet positif.

Les aménités naturelles jouent également un rôle. D'abord, les communes situées dans le Parc Naturel Régional de Loire-Anjou-Touraine ont une plus grande probabilité d'être urbanisées que les autres. Inversement, les zones inondables ont une probabilité beaucoup plus faible d'être urbanisées. Les paramètres estimés sur les pentes rendent compte d'un phénomène largement observé : les ménages valorisent les reliefs et les vues mais les terrains trop accidentés ont des coûts de conversion trop élevés et des valeurs d'agrément plus faibles.

Enfin, les paramètres estimés sur les externalités de voisinage montrent également une relation en U inversé entre la probabilité de conversion d'une parcelle et sa probabilité d'urbanisation. Dans une zone faiblement urbanisée, l'augmentation du niveau d'urbanisation dans le voisinage d'une parcelle est favorable à son urbanisation car cela facilite sa conversion en abaissant les coûts de viabilisation du terrain. Au-delà, la probabilité d'urbanisation diminue : les externalités négatives de la densité (perte de vue, congestion, etc.) deviennent alors prépondérantes.

3.2. Deuxième étape : Analyse du rôle des perceptions

Pour chacun des modèles estimés et pour chaque UP, nous estimons la probabilité marginale qu'un pixel soit urbanisé en 2010 sachant qu'il ne l'était pas en 2000. Le tableau 5 présente les statistiques

descriptives de ces effets. L'appartenance à l'UP « Agglomération angevine » a l'effet le plus important sur la probabilité de conversion à un usage urbain. Elle est de 3.6 % alors que l'effet de l'appartenance à n'importe quelle UP est de 2.2 %. L'appartenance à cette UP augmente donc la probabilité de conversion d'un pixel de 1.4 % environ par rapport à la moyenne. Comme on peut le voir à travers les écarts-type, la variabilité des effets mesurés est faible, ce qui indique des différences significatives entre les UP.

Pour estimer le métamodèle (3), nous utilisons les effets marginaux estimés et leurs écarts-types. Pour expliquer la variabilité des mesures de probabilités conditionnelles, nous les régressons sur les indicateurs de richesse de vocabulaire se rapportant à plusieurs thématiques (dictionnaire) mais aussi sur l'importance de différents champs sémantiques (scénarios Tropes).

Nous centrons notre analyse sur les champs sémantiques extraits des Atlas des Paysages à partir du scénario Tropes. Les variables créées sont des variables de répartition du vocabulaire en pourcentage (aussi la catégorie résiduelle « Autres concepts » regroupant principalement des concepts « outils » n'a pas été introduite dans les analyses). On pourra alors interpréter les résultats comme mesurant l'impact d'une augmentation de la part du vocabulaire relatif à un concept donné (par rapport à la catégorie résiduelle) sur la probabilité d'urbanisation dans l'UP. Le vocabulaire est alors vu comme indicateur de la présence ou non d'aménités recherchées par les individus, en faisant l'hypothèse implicite que c'est la nature et la richesse de la description qui compte et non sa connotation positive ou négative. Si cette hypothèse

Tableau 5 – Statistiques descriptives des effets marginaux estimés (\widehat{P}_{kui}^m)

Unité Paysagère	Effet marginal		Minimum		Maximum	
	μ_p^m	$(\sigma_p^m)^2$	μ_p^m	$(\sigma_p^m)^2$	μ_p^m	$(\sigma_p^m)^2$
Agglomération Angevine	0.0360	0.0037	0.0258	0.0024	0.0444	0.0050
Loire des Promontoires	0.0308	0.0024	0.0239	0.0015	0.0399	0.0036
Beaugeois	0.0193	0.0012	0.0146	0.0009	0.0259	0.0016
Couloir du Layon	0.0257	0.0015	0.0217	0.0008	0.0316	0.0020
Haut Anjou	0.0112	0.0012	0.0074	0.0007	0.0147	0.0018
Saumurois	0.0258	0.0019	0.0168	0.0008	0.0302	0.0027
Segréen	0.0148	0.0011	0.0121	0.0009	0.0200	0.0013
Val d'Anjou	0.0230	0.0026	0.0154	0.0010	0.0340	0.0048
Basses Vallées Angevines	0.0170	0.0016	0.0116	0.0012	0.0227	0.0020
Marches du Segréen	0.0139	0.0031	0.0089	0.0021	0.0208	0.0050
Mauges	0.0224	0.0019	0.0143	0.0009	0.0278	0.0027
Plateaux de l'Aubance	0.0248	0.0024	0.0185	0.0011	0.0373	0.0044
Portes du Beaugeois	0.0217	0.0017	0.0159	0.0013	0.0282	0.0024
Total	0.0220	0.0020	0.0074	0.0007	0.0444	0.0050

peut être discutée à un niveau national, elle est raisonnable dans le cadre de notre étude.

Les résultats des estimations de (3) sont reportés dans le tableau 6. Comme il s'agit d'une méta-régression interne, sur les mêmes données et avec des modèles proches, la variance estimée inter-estimations τ^2 est faible, ce qui est normal pour ce type d'analyse. On constate que les

indicateurs du contenu des descriptions des unités paysagères expliquent la quasi-totalité de la variation des effets mesurés. La part de la variance inter-estimations expliquée par le modèle est mesurée par le coefficient R^2 ajusté. Les variables explicatives introduites dans les méta-modèles permettent donc d'expliquer entre 74 % et 79 % des différences mesurées entre les

Tableau 6 – Résultats de l'estimation de la deuxième étape

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Dictionnaire				Scénario Tropes			
	base	contrôles	méthodes	complet	base	contrôles	méthodes	complet
Architecture	0.0016*** (0.0005)	0.0017*** (0.0005)	0.0017*** (0.0005)	0.0017*** (0.0005)				
Botanique	-0.0054*** (0.0016)	-0.0053*** (0.0016)	-0.0054*** (0.0016)	-0.0052*** (0.0016)				
Économie	0.0016 (0.0010)	0.0017* (0.0010)	0.0017 (0.0010)	0.0017* (0.0010)				
Élevage	0.0000 (0.0018)	0.0001 (0.0017)	0.0001 (0.0018)	0.0001 (0.0018)				
Minéralogie	0.0023 (0.0028)	0.0025 (0.0028)	0.0023 (0.0028)	0.0025 (0.0028)				
Urbanisme	0.0137*** (0.0032)	0.0135*** (0.0032)	0.0137*** (0.0032)	0.0135*** (0.0032)				
Sylviculture	0.0087*** (0.0009)	0.0086*** (0.0009)	0.0087*** (0.0009)	0.0086*** (0.0009)				
Géologie	0.0044* (0.0024)	0.0042* (0.0024)	0.0044* (0.0024)	0.0041* (0.0024)				
Campagne	-0.0014 (0.0025)	-0.0016 (0.0025)	-0.0014 (0.0025)	-0.0017 (0.0025)				
Viticulture	0.0028 (0.0017)	0.0029* (0.0017)	0.0028* (0.0017)	0.0029* (0.0017)				
Religion	-0.0076** (0.0037)	-0.0072* (0.0037)	-0.0075** (0.0037)	-0.0071* (0.0037)				
Eau	0.0047 (0.0236)	0.0054 (0.0235)	0.0043 (0.0235)	0.0055 (0.0235)				
Agri./Envt.					0.0821*** (0.0125)	0.0795*** (0.0123)	0.0809*** (0.0125)	0.0794*** (0.0124)
Anim./Végét.					0.0309*** (0.0097)	0.0286*** (0.0096)	0.0298*** (0.0096)	0.0285*** (0.0096)
Arts/Culture					0.1312*** (0.0278)	0.1286*** (0.0274)	0.1303*** (0.0276)	0.1286*** (0.0274)
Caractéristiques					-0.0822*** (0.0194)	-0.0854*** (0.0192)	-0.0839*** (0.0193)	-0.0855*** (0.0192)
Comm./Médias					0.3666*** (0.0378)	0.3609*** (0.0373)	0.3639*** (0.0376)	0.3606*** (0.0373)
Comport./Sent.					-0.1511*** (0.0197)	-0.1526*** (0.0194)	-0.1520*** (0.0196)	-0.1528*** (0.0194)
Forces/Quantités					-0.0462* (0.0238)	-0.0453* (0.0235)	-0.0455* (0.0237)	-0.0451* (0.0235)
Géographie					0.0346*** (0.0111)	0.0328*** (0.0109)	0.0337*** (0.0110)	0.0327*** (0.0109)
Politique/Société					0.1754*** (0.0285)	0.1690*** (0.0282)	0.1725*** (0.0284)	0.1686*** (0.0282)
Transports					0.2086*** (0.0261)	0.2129*** (0.0258)	0.2105*** (0.0260)	0.2131*** (0.0258)

→

Tableau 6 – Résultats de l'estimation de la deuxième étape (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Dictionnaire				Scénario Tropes			
	base	contrôles	méthodes	complet	base	contrôles	méthodes	complet
OTEX		0.0005* (0.0003)		0.0005 (0.0003)		0.0005* (0.0003)		0.0005 (0.0003)
PRA		0.0012*** (0.0003)		0.0011*** (0.0003)		0.0013*** (0.0003)		0.0013*** (0.0004)
Cantons		0.0005** (0.0003)		0.0004 (0.0005)		0.0006* (0.0003)		0.0005 (0.0006)
Métriques		-0.0001 (0.0003)		-0.0002 (0.0004)		-0.0001 (0.0003)		-0.0001 (0.0004)
AIC			-0.0257*** (0.0078)	-0.0048 (0.0185)			-0.0274*** (0.0085)	-0.0035 (0.0202)
Probit			-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)			-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)
Dichotomique			0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0003)			0.0000 (0.0003)	0.0001 (0.0003)
Constante	0.0134 (0.0352)	0.0110 (0.0350)	-0.0116 (0.0358)	0.0062 (0.0393)	-0.0038 (0.0081)	-0.0030 (0.0080)	-0.0300*** (0.0115)	-0.0063 (0.0211)
Observations	832	832	832	832	832	832	832	832
r^2	1.04e-05	1.04e-05	1.04e-05	1.04e-05	1.28e-05	1.27e-05	1.29e-05	1.28e-05
β^2	0.805	0.806	0.806	0.807	0.818	0.818	0.818	0.819
R^2 ajusté	0.791	0.790	0.790	0.790	0.741	0.743	0.740	0.742
Test LR ($\tau^2 = 0$)	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05	4.93e-05
Test F du modèle	174.6	134.2	141.9	112.8	162.5	121.5	127.2	99.97

Note : les écarts-type sont entre parenthèses. ***, ** et * identifient les paramètres significatifs aux seuils de 0.01 %, 0.05 % et 0.1 % respectivement.

UP²⁴. Par ailleurs, le coefficient R^2 fournit une estimation de la variance totale qui est attribuable aux différences entre les modèles. Les méta-modèles estimés expliquent donc de 81 % à 82 % de cette variance. Tous les tests montrent que les modèles sont nettement significatifs.

Nous tenons compte des différences entre les modèles estimés dans la première étape pour expliquer la variabilité des effets mesurés. En effet, si l'information qu'ils véhiculent est corrélée à celle véhiculée par les UP, alors leur exclusion peut introduire un biais de variable omise. Ce n'est pas le cas ici dans le modèle complet. Les coefficients estimés sur les métriques paysagères, les OTEX ou les cantons ne sont pas significatifs. Les dummies sur les UP reflètent donc une autre dimension que ces variables que nous interprétons comme la composante culturelle des paysages. Notons toutefois que le découpage en PRA est significatif. Comme nous l'avions pressenti (cf. sous-section 2.3), la construction des PRA reflète bien une dimension historico-culturelle des paysages. Pour tenir compte du fait que certains des 64 modèles générant les données de cette deuxième étape sont de meilleurs modèles que d'autres, nous introduisons également le critère d'information d'Akaike (AIC) mesuré par la différence avec le meilleur modèle (différent suivant que le modèle

estimé est multinomial ou dichotomique). Il n'est jamais significatif ce qui indique que les effets mesurés sont indépendants de la qualité du modèle estimé à la première étape. Enfin il est intéressant de souligner qu'il n'y a pas d'effet significatif de la méthode utilisée (lien probit ou logit / variable dépendante catégorielle ou dichotomique).

À l'inverse, nos indicateurs textuels et sémantiques du contenu des descriptions des UP de l'Atlas des Paysages du Maine-et-Loire jouent un rôle dans l'explication des différences de probabilités d'urbanisation. Des UP décrites avec un vocabulaire plus riche relatif à l'agriculture et l'environnement ont eu une probabilité plus forte d'être urbanisées. Ainsi 1 % d'augmentation de la part de ces thèmes dans l'ensemble du vocabulaire conduit à augmenter d'environ 0.08 % la probabilité d'urbanisation. Nous retrouvons les mêmes résultats concernant le vocabulaire relatif aux thèmes « Arts et Culture », « Communications et Médias », « Politique et Société », « Transports », « Animaux et Végétaux » et « Géographie ». Si l'on suit notre hypothèse de lien entre

24. Cette proportion est à comparer à celle des modèles n'incluant pas les variables de perception (moins de 20 % pour un modèle complet sans l'introduction des scénarios tropes ou sans l'introduction des analyses de dictionnaire, voir Annexe en ligne C2).

la description des paysages et la nature des aménités produites, on peut ainsi supposer que des aménités relatives à l'agriculture, l'environnement, la dynamique sociale et culturelle locale, tout en tenant compte des aménités relatives aux transports, ont été des moteurs de l'urbanisation de ces espaces. On retrouve ainsi des résultats validant les hypothèses du modèle d'étalement urbain en rapport avec les aménités environnementales et agricoles proposé par Coisson *et al.* (2014). À l'inverse une part plus importante de vocabulaire relatif aux thèmes « Forces et quantités » ou « Caractéristiques » diminue la probabilité d'urbanisation. On peut penser que ce vocabulaire (où l'on retrouve des termes comme niveau, masse, puissance) décrit des territoires plutôt difficiles à « habiter » ou moins attractifs car moins producteurs d'aménités recherchées par les ménages. Cela peut éventuellement correspondre à des zones difficiles et donc coûteuses à aménager. Enfin le thème « Comportements et sentiments » a un lien négatif avec la probabilité d'urbanisation.

* *
*

Dans cet article, nous avons cherché à apprécier le rôle des éléments perceptifs des paysages sur les choix d'urbanisation des sols. Nous estimons un modèle économétrique de conversion des sols en deux étapes. Dans la première étape nous estimons la probabilité d'urbanisation d'une parcelle puis prenons en compte son incertitude à l'aide d'une méthode de méta-régression interne. Une analyse textuelle des Atlas de Paysage permet d'introduire des descripteurs des paysages dans une seconde étape. Ainsi, nous pouvons rendre compte de l'impact sur l'urbanisation des déterminants économiques et paysagers, dans leurs dimensions physique mais aussi perceptives. Nos estimations mettent en avant l'importance relative des facteurs de l'urbanisation identifiés dans la littérature européenne et nord-américaine. Nous observons que, dans le cas de l'aire urbaine d'Angers comme ailleurs, la probabilité d'urbanisation dépend de la proximité au centre d'emploi et aux infrastructures de transport mais également du cadre de vie et des externalités de voisinage (revenu moyen de la commune, équipements publics, aménités naturelles, urbanisation alentour).

Nos estimations montrent également que la probabilité conditionnelle qu'un lieu donné soit urbanisé est significativement fonction de son appartenance à une unité paysagère. La

diversité des signes des coefficients associés permet de mettre en avant l'hétérogénéité des préférences exprimées à l'égard de telle ou telle unité paysagère. Cette probabilité a été expurgée de la dimension physique des paysages à la première étape. Elle est mise en relation, par une méta-régression, avec des descripteurs construits à partir des textes décrivant les unités paysagères. Cette approche permet de tenir compte de l'incertitude liée à la sélection des modèles. Nous pouvons ainsi confirmer que les aspects culturels des paysages jouent un rôle non négligeable sur l'urbanisation et identifier les composantes des perceptions qui jouent le plus. Ainsi les territoires décrits par une richesse plus grande en matière agricole, politique, sociétale²⁵, et donc plus susceptibles de produire les aménités associées, semblent être plus recherchés par les ménages. La significativité relative de ces effets, mise en évidence dans le cas de l'aire urbaine d'Angers, pourrait cependant être différente pour d'autres aires urbaines.

La prise en compte de la dimension sensible des paysages, au-delà de leurs caractéristiques physiques, offre ainsi une voie pour mieux comprendre les choix de localisation résidentielle des ménages. Le paysage tel qu'il est perçu par les individus peut expliquer la désertion de certaines zones périphériques rurales caractérisées par une qualité paysagère peu valorisée ou à l'inverse l'attractivité résidentielle de certains espaces au risque qu'ils soient confrontés alors à un phénomène d'étalement urbain accru.

À notre connaissance, ce travail est pionnier par son incorporation d'indicateurs de perception des paysages pour l'analyse des phénomènes d'urbanisation. Il s'inscrit pleinement dans le développement d'approches dites *mixtes* en sciences sociales. D'autres travaux récents soulignent également le rôle important des perceptions. Par exemple, Jones & Dantzer (2021) montrent que les perceptions relatives aux différents quartiers d'une ville façonnent la mobilité résidentielle.

Ici, cette approche mixte est nécessaire en raison de la complexité du fait social « paysage », difficilement réductible à une seule dimension, soit comme éléments physiques (observables et objectivables), soit comme perceptions des individus ou des groupes d'individus (difficilement quantifiables et observables). Toutefois il est nécessaire de souligner que cette approche est non seulement exigeante mais aussi coûteuse

25. Termes relatifs aux thèmes « Agriculture et Environnement », « Arts et Culture », « Communications et Médias », « Politique et Société ».

sur le plan méthodologique. Nous avons en effet dû créer deux jeux de données originaux, l'un mobilisant des images satellites à 10 ans d'écart, l'autre pour construire des données de perception, qui sont mis en relation avec d'autres bases de données. L'application à d'autres aires urbaines est donc soumise à la disponibilité de données similaires. C'est pourquoi un travail de généralisation supposera de trouver des solutions en l'absence d'Atlas des Paysages.

Une possibilité serait d'utiliser l'information datée et géocodée générée par les réseaux

sociaux. Par exemple, avec les données de Twitter, Park *et al.* (2021) montrent qu'il est possible d'identifier les quartiers d'une ville générant des sentiments de bonheur ou d'insatisfaction. En utilisant les données de la plateforme Yelp, Glaeser *et al.* (2018) montrent que l'information générée par les réseaux sociaux peut permettre de mieux comprendre les phénomènes de gentrification mais aussi de les prévoir, presque en temps réel. De telles données pourraient être utilisées dans le modèle présenté dans cet article. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6005367/ES528-529_Bourbeillon-et-al_Annexe-en-ligne_Online-Appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Ambroise, R. (2010). Appréhender le paysage sous l'angle de son fonctionnement pour gérer la biodiversité. *Espaces Naturels*, 32, 20–26.

<http://www.espaces-naturels.info/apprehender-paysage-sous-angle-son-fonctionnement-pour-gerer-biodiversite>

Ay, J.-S., Chakir, R. & Le Gallo, J. (2017). Aggregated versus individual land-use models: Modeling spatial autocorrelation to increase predictive accuracy. *Environmental Modeling & Assessment*, 22(2), 129–145.

<https://doi.org/10.1007/s10666-016-9523-5>

Banzhaf, H. S. & Smith, V. K. (2007). Meta-analysis in model implementation: choice sets and the valuation of air quality improvements. *Journal of Applied Econometrics*, 22(6), 1013–1031.

<https://doi.org/10.1002/jae.977>

Blanc, A., Peton, H. & Garcias, F. (2019). L'analyse lexicométrique des macro discours par les vocabulaires – enjeux théoriques et méthodologiques. *Finance Contrôle Stratégie*, (NS-6). <https://doi.org/10.4000/fcs.3459>

Brunet-Vinck, V. (2004). Méthode pour les Atlas de paysages – Enseignements méthodologiques de 10 ans de travaux. Rapport technique, Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable.

<http://temis.documentation.developpement-durable.gouv.fr/document.html?id=Temis-0070141>

Bryan, M. L. & Jenkins, S. P. (2016). Multilevel modelling of country effects: A cautionary tale. *European Sociological Review*, 32(1), 3–22. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv059>

Burnham, K. & Anderson, D. (2004). Multimodel inference. Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods and Research*, 33(2), 261–304. <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>

Cassette, A. & Paty, S. (2006). La concurrence fiscale entre communes est-elle plus intense en milieu urbain qu'en milieu rural ? *Cahiers d'Économie et Sociologie Rurales*, 78, 6–30.

<https://ageconsearch.umn.edu/record/201679>

Chakir, R. & Parent, O. (2009). Determinants of land use changes: A spatial multinomial probit approach. *Papers in Regional Science*, 88(2), 327–344. <https://doi.org/10.1007/s00701-011-0993-6>

Chomitz, K. M. & Gray, D. A. (1996). Roads, land use, and deforestation: a spatial model applied to Belize. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 487–512. <https://doi.org/10.1093/wber/10.3.487>

Coisson, T., Oueslati, W. & Salanié, J. (2014). Urban sprawl occurrence under spatially varying agricultural amenities. *Regional Science and Urban Economics*, 44, 38–49. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.11.001>

Coisson, T., Rousselière, D. & Rousselière, S. (2019). Information on biodiversity and environmental behaviors: A European study of individual and institutional drivers to adopt sustainable gardening practices. *Social Science Research*, 84, 102–123. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.06.014>

- Conseil de l'Europe (2000).** *Convention Européenne du Paysage – Florence, 20 octobre 2000*. Division de l'aménagement du territoire et du paysage, Bruxelles.
<https://www.coe.int/fr/web/conventions/full-list?module=treaty-detail&treaty-num=176>
- Cosgrove, D. (2003).** *Handbook of cultural geography*, Chapter: Landscape and the European sense of sight-seeing nature, pp. 249–268. London: Sage Publications. <http://dx.doi.org/10.4135/9781848608252.n17>
- Couch, C., Leontidou, L. & Petschel-Held, G. (2007).** *Urban Sprawl in Europe*. Oxford: Black-Well Publishing.
- EEA (2019).** Land and soil in Europe: why we need to use these vital and finite resources sustainably. Report 2443-7662, European Environment Agency.
<https://www.eea.europa.eu/publications/eea-signals-2019-land/download>
- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H., Dunson, D., Vehtari, A. & Rubin, D. (2014).** *Bayesian Data Analysis, Third Edition*. Boca Raton: CRC Press. <http://www.stat.columbia.edu/~gelman/book/BDA3.pdf>
- Glaeser, E. L., Kim, H. & Luca, M. (2018).** Nowcasting gentrification: using yelp data to quantify neighborhood change. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 108(2), 77–82.
<http://dx.doi.org/10.1257/pandp.20181034>
- Grekousis, G. & Mountrakis, G. (2015).** Sustainable development under population pressure: Lessons from developed land consumption in the conterminous U.S. *PLOS ONE*, 10(3), e0119675.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0119675>
- Grout, M. & Roche, A. (2009).** *Carte des Unités de Paysage contenue dans les Atlas de Paysage publiés entre 1993 et 2009*. CNRS – UMR 7533 LADYSS, Paris.
- Irwin, E. & Bockstael, N. (2002).** Interacting agents, spatial externalities and the evolution of residential land use patterns. *Journal of Economic Geography*, 2(1), 31–54. <https://doi.org/10.1093/jeg/2.1.31>
- Irwin, E. G. & Geoghegan, J. (2001).** Theory, data, methods: developing spatially explicit economic models of land use change. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 85(1), 7–24.
[https://doi.org/10.1016/S0167-8809\(01\)00200-6](https://doi.org/10.1016/S0167-8809(01)00200-6)
- Jones, A. & Dantzler, P. (2021).** Neighbourhood perceptions and residential mobility. *Urban Studies*, 58(9), 1792–1810. <https://doi.org/10.1177/0042098020916440>
- Klemick, H., Griffiths, C., Guignet, D. & Walsh, P. (2018).** Improving water quality in an iconic estuary: an internal meta-analysis of property value impacts around the Chesapeake Bay. *Environmental and Resource Economics*, 69(2), 265–292. <https://doi.org/10.1007/s10640-016-0078-3>
- Kline, J. D., Moses, A. & Alig, R. J. (2001).** Integrating urbanization into landscape-level ecological assessments. *Ecosystems*, 4(1), 3–18. <https://doi.org/10.1007/s100210000056>
- Knapp, G. & Hartung, J. (2003).** Improved tests for a random-effects meta-regression with a single covariate. *Statistics in Medicine*, 22, 2693–2710. <https://doi.org/10.1002/sim.1482>
- Kozlowski, A. C., Taddy, M. & Evans, J. A. (2019).** The geometry of culture: Analyzing the meanings of class through word embeddings. *American Sociological Review*, 84(5), 905–949.
<https://doi.org/10.1177/0003122419877135>
- Kuminoff, N. V., Zhang, C. & Rudi, J. (2010).** Are travelers willing to pay a premium to stay at a “green” hotel? Evidence from an internal meta-analysis of hedonic price premia. *Agricultural & Resource Economics Review*, 39(3), 468–484. <https://doi.org/10.1017/S1068280500007450>
- Lebart, L. (1994).** Sur les analyses statistiques de textes. *Journal de la Société Française de Statistique*, 135(1), 17–36. http://www.numdam.org/item/JSFS_1994__135_1_17_0/
- Lopez, R., Adelaja, A. & Andrews, M. (1988).** The effects of suburbanization on agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 70(2), 346–358. <https://doi.org/10.2307/1242075>
- Loughran, T. & McDonald, B. (2016).** Textual analysis in accounting and finance: A survey. *Journal of Accounting Research*, 54(4), 1187–1230. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12123>
- Maire, S. & Liarte, S. (2019).** Classifier, représenter et labelliser : Cadre et outils méthodologiques associés pour une émergence automatique de thématiques sur données textuelles. *Finance Contrôle Stratégie*, (NS-6).
<https://doi.org/10.4000/fcs.3423>
- McGarigal, K., Cushman, S. A., Neel, M. C. & Ene, E. (2002).** Fragstats: spatial pattern analysis program for categorical maps. Rapport technique, University of Massachusetts, Amherst.
<http://www.umass.edu/landeco/research/fragstats/fragstats.html>
- Molette, P. (2009).** De l'APD à Tropes : comment un outil d'analyse de contenu peut évoluer en logiciel de classification sémantique généraliste. In *Actes du colloque Psychologie sociale de la communication*, Tarbes, Juin 2009. <https://www.tropes.fr/PierreMolette-CommunicationColloquePsychoTarbesJuin2009.pdf>

- Molette, P. (2014).** Comportements et sentiments. de l'ambiguïté dans les émotions? journées d'étude sur la mesure des émotions dans les corpus textuels. Rapport technique, Atelier Texto du Labex SMS, Toulouse.
- Moral-Benito, E. (2015).** Model averaging in economics: An overview. *Journal of Economic Surveys*, 29(1), 46–75. <https://doi.org/10.1111/joes.12044>
- Nery, T., Polyakov, M., Sadler, R. & White, B. (2019).** Spatial patterns of boom and bust forestry investment development: A case study from Western Australia. *Land Use Policy*, 86, 67–77. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019.04.015>
- Newburn, D. A., Berck, P. & Merenlender, A. M. (2006).** Habitat and open space at risk of land-use conversion: targeting strategies for land conservation. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1), 28–42. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00837.x>
- Nowak, A. & Smith, P. (2017).** Textual analysis in real estate. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 896–918. <https://doi.org/10.1002/jae.2550>
- Park, Y., Kim, M., & Seong, K. (2021).** Happy neighborhoods: Investigating neighborhood conditions and sentiments of a shrinking city with Twitter data. *Growth and Change*, 52(1), 539–566. <https://doi.org/10.1111/grow.12451>
- PAYTAL (2014).** PAYSage et ÉTALement urbain: dynamiques physique et culturelle et modélisation. Athané, E., Bourbeillon, J., Coisson, T., Guyet T., Nicolas H., Oueslati W., Rousselière, D. & Salanié, J. (coordinateur), Agrocampus Ouest. http://temis.documentation.developpement-durable.gouv.fr/documents/Temis/0082/Temis-0082075/22025_Rapport.pdf
- Polèse, M. & Shearmur, R. (2005).** *Économie urbaine et régionale : introduction à la géographie économique*. Paris: Economica.
- Polyakov, M. & Zhang, D. (2008).** Population growth and land use dynamics along urban– rural gradient. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40(2), 649–666. <https://doi.org/10.1017/S1074070800023919>
- Roche, A. (2007).** Les unités et structures paysagères dans les atlas de paysage. Rapport technique, Ministère de l'Ecologie, du Développement et de l'Aménagement Durables.
- Saxonhouse, G. R. (1976).** Estimated parameters as dependent variables. *The American Economic Review*, 66(1), 178–183. <https://www.jstor.org/stable/1804956>
- Sutton, A. J. & Higgins, J. P. (2008).** Recent developments in meta-analysis. *Statistics in Medicine*, 27, 625–650. <https://doi.org/10.1002/sim.2934>
- Tsai, F. T.-C. & Li, X. (2008).** Inverse groundwater modeling for hydraulic conductivity estimation using bayesian model averaging and variance window. *Water Resources Research*, 44(9), W09434. <https://doi.org/10.1029/2007WR006576>
- Uuema, E., Antrop, M., Roosaare, J., Marja, R. & Mander, Ü. (2009).** Landscape metrics and indices: an overview of their use in landscape research. *Living Reviews in Landscape Research*, 3(1), 1–28. <http://lrlr.landscapeonline.de/Articles/lrlr-2009-1/>
-

ANNEXE

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variable	Description	Moyenne	Écart-type	Source
Usage du sol en 2010	Agricole	0.781		Auteurs
	Forêt	0.113		
	Urbain	0.106		
Usage du sol en 2000	Agricole	0.820		
	Forêt	0.092		
	Urbain	0.088		
Voisinage urbanisé en 2000	Nombre de pixels urbanisés dans un rayon de 200 m	0.088	0.212	
Ratio P/A	Ratio périmètre sur aire en 2000	0.468	0.213	
Indice de forme	Indice de forme en 2000	2.799	0.795	
Indice DF	Indice de dimension fractale en 2000	1.312	0.101	
Distance CBD	Distance à Angers (km)	18.951	7.026	IGN ^a
Distance SBD	Distance au bourg le plus proche (km)	1.862	0.875	
Distance route	Distance au réseau routier principal (km)	2.729	2.169	
Pente	Dénivelé au sein du pixel (m)	2.663	2.899	
PNR	Commune d'un parc naturel régional (dummy)	0.152		
Revenu commune	Revenu moyen par habitant en euros en 2000	14 713	3 467	Insee ^b
Équipements commune	Nombre d'équipements de la commune en 1998	117.6	509.1	Insee ^c
Inondable	Zone d'inondation constatée	0.045		DREAL Pays de la Loire
PRA	Petites Régions Agricoles de 1981 (dummy)			Agreste ^d
	<i>Beaugeois</i>	0.220		
	<i>Bocage angevin</i>	0.430		
	<i>Choletais</i>	0.147		
	<i>Saumurois</i>	0.071		
	<i>Vallée de la Loire</i>	0.132		
OTEX	Orientation technico-économique de la commune en 2000 (dummy)			Agreste ^d
	<i>Bovins lait</i>	0.009		
	<i>Bovins mixte</i>	0.040		
	<i>Fruits-Cultures Permanentes</i>	0.007		
	<i>Grandes Cultures</i>	0.024		
	<i>Granivores mixtes</i>	0.059		
	<i>Horticulture</i>	0.067		
	<i>Maraichage</i>	0.012		
	<i>Oléoproteagineux</i>	0.001		
	<i>Polyculture-Élevage</i>	0.667		
	<i>Viticulture</i>	0.102		
	<i>Volailles</i>	0.013		

→

Tableau A-1 – Statistiques descriptives (suite)

Variable	Description	Moyenne	Écart-type	Source
Canton	Appartenance à un canton (dummy)			Insee ^e
	<i>Angers</i>	0.017	-	
	<i>Angers-Nord-Est</i>	0.030	-	
	<i>Angers-Est</i>	0.010	-	
	<i>Baugé</i>	0.023	-	
	<i>Beaufort-en-Vallée</i>	0.072	-	
	<i>Chalonnnes-sur-Loire</i>	0.024	-	
	<i>Châteauneuf-sur-Sarthe</i>	0.091	-	
	<i>Doué-la-Fontaine</i>	0.006	-	
	<i>Durtal</i>	0.019	-	
	<i>Gennes</i>	0.029	-	
	<i>Lion-d'Angers</i>	0.087	-	
	<i>Louroux-Béconnais</i>	0.091	-	
	<i>Ponts-de-Cé</i>	0.086	-	
	<i>Saint-Georges-sur-Loire</i>	0.070	-	
	<i>Seiches-sur-le-Loir</i>	0.088	-	
	<i>Thouarcé</i>	0.111	-	
	<i>Tiercé</i>	0.066	-	
	<i>Angers-Trélazé</i>	0.022	-	
<i>Angers-Ouest</i>	0.016	-		
<i>Angers-Nord</i>	0.037	-		
<i>Angers-Nord-Ouest</i>	0.006	-		
Unité Paysagère	Appartenance à une UP (dummy)			LADYSS
	<i>Agglomération angevine</i>	0.030	-	
	<i>Loire des promontoires</i>	0.041	-	
	<i>Beaugeois</i>	0.143	-	
	<i>Couloir du Layon</i>	0.077	-	
	<i>Haut Anjou</i>	0.211	-	
	<i>Saumurois</i>	0.063	-	
	<i>Segréen</i>	0.143	-	
	<i>Val d'Anjou</i>	0.065	-	
	<i>Basses vallées angevines</i>	0.039	-	
	<i>Marches du Segréen</i>	0.080	-	
	<i>Mauges</i>	0.013	-	
	<i>Plateaux de l'Aubance</i>	0.054	-	
<i>Portes du Beaugeois</i>	0.040	-		

^(a) BDALTI, MNT500, BDTOPO, Geoportail – calculs des auteurs.

^(b) Recensement de la Population.

^(c) Inventaire communal 1998.

^(d) Recensement Agricole de 2000, Zonages en Régions Agricoles.

^(e) Code Officiel Géographique.

REVIEWERS 2018-2019

Mo ABDIRAHMAN
Jérôme ACCARDO
Nadim AHMAD
Valérie ALBOUY
Thomas AMOSSÉ
Luc ARRONDEL
Jean-Sauveur AY
Olivier BARGAIN
Eva BAUJOUAN
Christophe BELLÉGO
Didier BLANCHET
Florence BOUVET
Thomas BREDÀ
Cécile BROUSSE
Jennifer BRUNER
Dominique BUREAU
David BYRNE
Giancarlo CAMARDA
Mathieu CASTRY
Sylvain CHABÉ-FERRET
Guillaume CHAPELLE
Andrew CLARK
Élise COUDIN
Thomas COUPPIÉ
Olivier DAGNELIE
Thibaut DE SAINT POL
Benjamin DENECHÉAU
Clément DHERBÉCOURT
Richard DORSETT
Arnaud DUPRAY
Anne DUQUERROY
Julie FALCON
Pascal FAVARD
Giulia FERRARI
John FITZGERALD
Barbara FRAUMENI
Nicolas FRÉMEAUX
Florent FREMIGACCI
Olivier GALLAND
Bertrand GARBINTI
Christelle GARROUSTE
Manon GARROUSTE
Jérôme GAUTIE

Erwan GAUTIER
Jérémy GIGNOUX
Joshua GOLDSTEIN
Dominique GOUX
Marie GOUYON
Shane GREENSTEIN
Jean-François GUILLAUME
Danièle GUILLEMOT
Sarah GUILLOU
Jean HINDRIKS
Gérald HOUEVILLE
Élise HUILLERY
Charles HULTEN
Nicolas JACQUEMET
Anne LAVIGNE
Jérôme LÈ
Jacques LE CACHEUX
Christine LE CLAINCHE
Éliane LE DANTEC
Frédéric LEBARON
Fabrice LENGART
Claire LEROY
Marion LETURCQ
David LEVY
Patricia LONCLE
Thomas LORENTZEN
Ryan MACDONALD
Ronan MAHIEU
Joseba MARTINEZ
Nadine MASSARD
Emmanuelle MAUNAYE
Haley MCAVAY
Dominique MEURS
Marco MIRA D'ERCOLE
Benjamin MONTMARTIN
Virginie MUNIGLIA
Fabrice MURAT
Yann MUSIEDLAK
Julien NAVAUX
Brian NOLAN
Maxime PARODI
Vladimir PASSERON
Thierry PÉNARD

Hélène PÉRIVIER
Pierre-Alain PIONNIER
Gilles PISON
Sophie PITON
Marie PLESSZ
Aurélien POISSONNIER
Pierre PORA
Dylan RASSIER
Roland RATHELOT
Yvon ROCABOY
Jean-François ROYER
Alina SANDOR
Emmanuelle SANTELLI
Erik SCHOKKAERT
Katheline SCHUBERT
François SÉMÉCURBE
Camille SIGNORETTO
Roxanne SILBERMAN
Julie SOLARD
Anne SOLAZ
Rosalinda SOLOTAREFF
Rachel SOLOVEICHIK
Thomas SPOORENBERG
Xavier TIMBEAU
Dominique TORRE
Laurent TOULEMON
Alain TRANNOY
Sandy TUBEUF
Stéphane TUROLLA
Emmanuel VALAT
Louis-André VALLET
Jacques VALLIN
Cécile VAN DE VELDE
Grégory VERDUGO
Thibaud VERGÉ
John VERRINDER
Vincent VICARD
Augustin VICARD
Nicolas VINCENT
Michaël ZEMMOUR
Wouter ZWYSEN

N° 526-527 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Imposition des couples et statut marital – Simulation de trois réformes du quotient conjugal en France / *Taxation of Couples and Marital Status – Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France* – Guillaume Allègre, Hélène Périvier & Muriel Pucci
- Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu / *Redistributive Effects of the Taxation of Couples and Families: A Microsimulation Study of Income Tax* – Mathias André & Antoine Sireyjol
- Commentaire – La familialisation des taxes et transferts, un enjeu pour l'impôt sur le revenu et les autres politiques publiques / *Comment: Family-Based Tax and Transfer System – Issues for Income Tax and Other Public Policies* – Clément Carbonnier

ARTICLES

- Les inégalités de revenu entre les départements français depuis cent ans / *Income Inequality across French Departments over the Last 100 Years* – Florian Bonnet, Hippolyte d'Albis & Aurélie Sotura
- Le travail dissimulé en France / *Undeclared Work – Evidence from France* – Laila AitBihiOuali & Olivier Bargain
- Le durcissement des conditions d'accès et d'emploi dans les professions artistiques en France – Les cas de la danse et du cirque (2006-2016) / *The Tightening of Employment Conditions and Access to Jobs in Artistic Occupations in France – The case of Dance and Circus Arts (2006-2016)* – Samuel Julhe & Émilie Salaméro
- Évaluation du crédit d'impôt innovation / *An Evaluation of the Innovation Tax Credit* – Simon Bunel & Benjamin Hadjibeyli

N° 524-525 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier Économie de la santé / *Introduction to the Thematic Section on Health Economics* – Carine Franc
- L'introduction du paiement à la performance : quel impact sur l'activité des médecins généralistes en France ? / *The Introduction of Pay-for-Performance: What Impact on General Practitioners' Activity in France?* – Brigitte Dormont, Aimée Kingsada & Anne-Laure Samson
- L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ? / *The Ban on Extra-Fees for Beneficiaries of the CMU-C Health Cover: What Consequences for Physicians and Dentists in Private Practice?* – Brigitte Dormont & Cécile Gayet
- Les travailleurs indépendants sous-investissent-ils dans leur santé ? / *Must-Trade and Catch-Up? – Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health?* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Préférences de la population française pour l'accès à l'information génétique : une étude de choix discrets / *Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment* – Christine Peyron, Aurore Pélissier & Nicolas Krucien
- Effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les plans d'aide notifiés aux bénéficiaires / *The Effect of the 2015 Reform of the Personalized Autonomy Allowance on the Care Plans Notified to Beneficiaries* – Louis Arnault & Jérôme Wittwer

ARTICLES

- Liens entre les motifs de migration et l'origine géographique des migrants et leurs résultats sur les marchés du travail en Europe / *Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe* – Mehtap Akgüç & Cécile Welter-Médée
- Le cumul emploi retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants / *Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles* – Agathe Dardier

N° 522-523 (2021) – **VARIA**

- Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation / *Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: A Microsimulation Approach* – Mathias André & Anne-Lise Biotteau
- Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ? / *Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption* – Jérôme Ronchetti & Anthony Terriaux
- Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008 / *The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis* – Raffaella Cascioli
- Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France / *Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France* – Claire Kersuzan & Matthieu Solignac
- Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples / *Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep within Couples* – Capucine Rauch

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier thématique projections de population / *Introduction to the Thematic Section on Population Projections* – Laurent Toulemon, Gilles Pison & Isabelle Robert Bobée
- Perspectives de population mondiale – Une vision sur le long terme / *World Population Prospects: A Long View* – Thomas Buettner
- Projections probabilistes bayésiennes de population pour la France / *Bayesian Probabilistic Population Projections for France* – Vianney Costemalle
- Évaluer les prévisions probabilistes de population / *Evaluating Probabilistic Population Forecasts* – Nico Keilman
- Le vieillissement de la population française est-il inéluctable ? / *Is the Ageing of the French Population Unavoidable?* – Nathalie Blanpain
- Les dimensions dans les projections mondiales : un état des lieux / *Dimensions in Global Projections: An Overview* – Anne Goujon

ARTICLES

- L'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France : l'effet des besoins de couverture et de la baisse des coûts de financement / *Cash Accumulation by Non Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France* – Marie Baïanne Khder & Simon Ray
- Pouvoir de marché et part du travail / *Market Power and Labor Share* – Arthur Bauer & Jocelyn Boussard

N° 517-518-519 (2020) – **AU-DELÀ ET AUTOUR DU PIB : QUESTIONS A LA COMPTABILITÉ NATIONALE / BEYOND AND AROUND GDP: QUESTIONS TO NATIONAL ACCOUNTING**

- Préface – Comptabilité nationale : retour sur des questions anciennes, plus quelques nouvelles / *Preface – National Accounting: Old Questions Revisited, Plus Some New Ones* – Diane Coyle
- Construire des indicateurs de la croissance inclusive et de sa soutenabilité : que peuvent offrir les comptes nationaux et comment les compléter ? / *Building Indicators for Inclusive Growth and its Sustainability: What Can the National Accounts Offer and How Can They Be Supplemented?* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- Compléter le PIB : quelques contributions récentes de la statistique sociale / *Supplementing GDP: Some Recent Contributions from Official Social Statistics* – Jérôme Accardo
- Vers un système de comptes nationaux distributifs : méthodes et estimations des inégalités mondiales avec les données WID.world / *Towards a System of Distributional National Accounts: Methods and Global Inequality Estimates from WID.world* – Facundo Alvaredo, Lucas Chancel, Thomas Piketty, Emmanuel Saez & Gabriel Zucman
- Pourquoi et comment mesurer le capital humain dans la comptabilité nationale ? / *Why and How Should Human Capital be Measured in National Accounts?* – Nicolas Canry
- Coût social du réchauffement climatique et indicateurs de soutenabilité : les enseignements d'une application à la France / *The Social Cost of Global Warming and Sustainability Indicators: Lessons from an Application to France* – Jean-Marc Germain & Thomas Lellouch
- Une comparaison de déflateurs pour les services de télécommunications / *A Comparison of Deflators for Telecommunications Services Output* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- La mesure du numérique explique-t-elle le ralentissement de la productivité ? Le cas de l'Australie / *Does Measurement of Digital Activities Explain Productivity Slowdown? The Case for Australia* – Derek Burnell & Amani Elnasri
- L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L'expérience française / *Does the Digital Economy Distort the Volume-Price Split of GDP? The French Experience* – Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat & Jean-Denis Zafar
- Les services gratuits issus de l'économie numérique : faut-il, et comment, les valoriser ? / *Free Services from the Digital Economy: Do We Need to Measure Their Value and How?* – Alexandre Bourgeois
- L'énigme de la croissance du PIB irlandais en 2015 : tentatives de réponse / *Irish GDP Growth in 2015: A Puzzle and Propositions for a Solution* – Marie-Baïanne Khder, Jérémie Montornès & Nicolas Ragache
- La cohérence dans une économie mondialisée : harmonisation du traitement de la R&D dans les comptes nationaux et la balance des paiements en Irlande / *Consistency in a Globalised Economy: Aligning the Treatment of R&D in the Irish National Accounts and Balance of Payments* – Niamh Holton, Margaret Kinsella, Oisín Mangan, Shaun McLaughlin & Patrick Quill
- Quelle signification pour le concept de produit intérieur dans des économies mondialisées ? / *What Should the Concept of Domestic Production Mean in Globalized Economies?* – Didier Blanchet

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

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

Soumissions

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

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

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

Publication

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

Main objectives of the journal

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

Submissions

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

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

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

Publication

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

N° 528-529 - 2021

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162344-6 - ISSN 0336-1454 - ECO 528-529
Parution décembre 2021 - PRIX : 17,20 €

