

Institut d'études politiques de Paris
ÉCOLE DOCTORALE DE SCIENCES PO
Programme doctoral en Sciences économiques
Département d'économie
Doctorat en Sciences économiques

Carrières des enseignants et parcours des étudiants dans
l'enseignement supérieur

Trois essais d'évaluation des politiques publiques

Pierre Gouëdard

RÉSUMÉ

Thèse dirigée par Denis Fougère et Etienne Wasmer
soutenue le 29 mars 2017

Jury :

Hippolyte	d'ALBIS	Professeur des universités, Université Paris-1-Panthéon-Sorbonne
Antoine	BOZIO	Maître de conférences, Ecole des hautes études en sciences sociales (EHESS)
Denis	FOUGÈRE	Directeur de recherche, CNRS-OSC
Cecilia	GARCIA PEÑALOSA	Directrice de recherche, CNRS-GREQAM (rapporteur)
Élise	HUILLERY	Professeur, Université Paris-Dauphine (rapporteur)
Étienne	WASMER	Professeur des universités, IEP de Paris

Table des matières

1	Introduction	4
2	Les effets des incitatifs financiers sur la décision de départ en retraite des enseignants : le cas de la réforme de 2003 du système public français de retraite	6
2.1	Motivation	6
2.2	La réforme de 2003	7
2.3	Données	7
2.4	Résultats	8
3	Les effets de la réforme de 2010 du système public français de retraite sur les congés maladie des enseignants âgés	9
3.1	Motivation	9
3.2	Modélisation	10
3.3	Données	11
3.4	Résultats	11
4	L'impact de de la discrimination positive sur les aspirations académiques	13
4.1	Motivation	13
4.2	Le programme des Conventions d'Education Prioritaire (CEP)	14
4.3	Devenir CEP et stratégie d'identification	15
4.4	Données	15
4.5	Résultats	16

1 Introduction

De l'identification des problèmes publics à l'évaluation des politiques, les chercheurs en sciences politiques distinguent plusieurs étapes qui se chevauchent lors du processus d'élaboration d'une politique publique. Ce projet se concentre sur la dernière étape, à savoir l'évaluation des politiques publiques, afin de mesurer l'impact de telles interventions. Parfois définie comme un champ interdisciplinaire, l'évaluation des politiques implique des chercheurs de toutes disciplines académiques qui collaborent, tout en entrant parfois en compétition les uns avec les autres.¹ Cette étude contribue au cadre général d'analyse des politiques publiques en utilisant les outils de la modélisation économétrique afin d'évaluer l'impact de certaines politiques publiques dans le domaine de l'éducation.

Dans les sociétés modernes, un processus plus systématique d'évaluation de l'intervention publique a émergé en réponse à deux tendances historiques. Premièrement, les électeurs ont réclamé de plus en plus de transparence concernant les comptes publics. Cet accroissement de la responsabilité politique s'est développé en contrepoint de la réduction de la sphère d'intervention des États providence de l'après seconde guerre mondiale. Dans les années 80 par exemple, de nombreux gouvernements ont lancé des réformes structurelles ou entrepris «un tournant de la rigueur» (ex : aux États-Unis sous Reagan, au Royaume-Uni sous Thatcher, et même en France sous François Mitterrand et le troisième gouvernement Mauroy, ou encore dans les années 90 dans les pays en développement qui se sont vus imposer les Politiques d'Ajustement Structurel du FMI). Deuxièmement, alors que les gouvernements tendent à dépenser moins, ils cherchent à maximiser l'impact de chaque unité monétaire utilisée. Dans un contexte de ressources rares, cela revient à accroître l'efficacité de la dépense publique.

En France pourtant, certains experts² continuent de critiquer un manque de culture de l'évaluation, comme si le processus de mesure de la qualité de la gouvernance était toujours en retard en comparaison d'autres pays industrialisés. Historiquement, la Cour des Comptes française est en charge de l'évaluation. Plus récemment cependant, la Loi Organique sur les Lois de Finance (LOLF), a renforcé en 2001 le pouvoir de contrôle de l'Assemblée Nationale en ce qui concerne la définition et le suivi des nouvelles politiques, tandis que les professionnels se sont organisés au sein de la Société Française d'Évaluation depuis 1999.

Cependant, cette multiplicité des acteurs ne garantit pas l'exhaustivité de l'évaluation. D'une

¹voir par exemple [Jacob](#) (2008) ou [Wasmer](#) (2014) pour une discussion plus détaillée sur le sujet

²voir par exemple le [rapport](#) sur les «Premières journées francophones de l'évaluation»

part, chacun d'eux défend son pré carré en termes d'outils et de bases de données spécifiques : équilibre financier pour la Cour des Comptes, dimension démocratique pour l'Assemblée Nationale, et efficacité pour les chercheurs. D'autre part, ces acteurs ne se coordonnent pas la plupart du temps, et une certaine méfiance à l'égard d'autres entités a pu se développer. A titre d'exemple, on peut souligner que les administrations publiques ont longtemps eu le monopole de l'exploitation des bases de données qu'elles constituaient, et la transition réelle vers l'open data s'effectue à un rythme plus lent que ne le laisse supposer les déclarations politiques.

C'est pourquoi France Stratégie a publié les [recommandations](#) (2014) suivantes afin d'améliorer le domaine de l'évaluation en France. La création d'une institution indépendante structurant le savoir en termes d'évaluation améliorerait la coordination entre les différents acteurs et permettrait l'établissement d'un agenda global. Cela permettrait non seulement de garantir la complétude de l'évaluation en termes de sujets et de méthodologies, mais aussi d'améliorer d'autant plus la visibilité et la crédibilité des résultats. Plus important encore, le nouvel agenda placerait l'évaluation au cœur du processus de la création de politiques publiques, plutôt que de le reléguer au simple rang d'outil de la Nouvelle Gestion Publique (à savoir l'application aux services publics de techniques de gestion empruntées au secteur privé). Pour ce faire, les évaluateurs devraient participer dès le départ à l'identification des problèmes publics, et à la modélisation des réponses à apporter, afin de rendre ces réponses intrinsèquement aisées à évaluer. Ainsi, l'évaluation ne serait plus perçue seulement comme un contrôle prenant place à la fin du processus politique, mais comme un moteur de la réforme gouvernementale.

Malheureusement, puisque cela n'est pas encore le cas en France, les chercheurs se reposent essentiellement sur des évaluations ex-post qui dépendent d'expériences naturelles. Par conséquent, cette étude est scindée en trois parties, chacune d'elle offrant une évaluation ex-post d'une réforme politique, ou d'un programme, dans le monde de l'éducation. Chacune des sections vise à contribuer au cadre d'analyse interdisciplinaire de l'évaluation en apportant les outils de la modélisation économétrique afin d'estimer la magnitude de l'impact des politiques publiques concernées.

2 Les effets des incitatifs financiers sur la décision de départ en retraite des enseignants : le cas de la réforme de 2003 du système public français de retraite

2.1 Motivation

Dans de nombreux pays industrialisés, la combinaison de deux tendances, à savoir le vieillissement de la population et la diminution de la participation au marché du travail des travailleurs les plus âgés, a sapé la solvabilité des systèmes de retraite. Afin de répondre à ce défi, de nombreux travaux académiques se sont intéressés à la façon dont les incitatifs financiers façonnent la décision de départ en retraite. Une première génération de travaux a tenté d'expliquer les pics de départs en retraite aux âges 62 et 65 aux États-Unis (Gustman et Steinmeier, 1986 ; Stock et Wise, 1990 ; Blau, 1994 ; Lumsdaine, Stock et Wise, 1995). Plus tard, un courant de recherche initié par Gruber et Wise (2004) a élargi ce cadre d'analyse en étudiant, dans 12 pays différents, comment la richesse actualisée en termes de droits auprès de la Sécurité Sociale peut influencer la décision de retraite.

Dans cette analyse, nous utilisons le modèle à valeur d'option de Stock et Wise (*Econometrica*, 1990) afin d'évaluer l'impact de la réforme de 2003 du système public français de retraite. Du fait de la complexité de la réforme, évolution progressive des coefficients qui permettent de calculer les droits à pension, il n'est pas possible d'utiliser une méthodologie en forme réduite, telle que les différences en différences ou les régressions en discontinuité. Cependant, le modèle structurel de Stock et Wise (1990) nous permet d'identifier plusieurs paramètres d'intérêt, tels que le degré d'aversion pour le risque, le facteur d'escompte ou la désutilité du travail.

Cette étude contribue à la littérature sur les retraites de plusieurs façons. Premièrement, aucune estimation structurelle d'une réforme des retraites en France n'a été réalisée jusqu'à présent. Deuxièmement, les précédentes études portant sur la réforme de 2003 étaient limitées par le fait que les premières cohortes affectées n'étaient pas complètement parties en retraite. En revanche, notre échantillon est composé d'enseignants qui ont tous liquidé leurs droits, ce qui renforce la crédibilité des résultats.

2.2 La réforme de 2003

La réforme de 2003 du système des retraites est une extension au secteur public de la réforme du secteur privé de 1993. A cette époque, trois arguments majeurs avaient été avancés. Le premier concernait l'équité : la réforme de 2003 aligne le nombre d'années de cotisation du secteur public à celui du secteur privé. Le second argument, démographique, repose sur le constat que depuis 1970, l'espérance de vie en France s'accroît d'environ un trimestre chaque année. De plus, comme les baby boomers étaient supposés prendre massivement leur retraite aux alentours de 2005, le nombre de travailleurs actifs finançant un retraité devrait se réduire de 2.2 en 2002 à 1.5 en 2020. Enfin, le troisième argument est la conséquence directe de l'évolution démographique. Sans réforme, le système devrait faire face à un déficit de 43 milliards d'euros en 2020, ce qui détériorerait de manière conséquente la solvabilité des comptes publics.

La réforme de 2003 introduit donc les quatre modifications majeures suivantes :

- comme le premier objectif est la convergence des conditions d'accès au taux plein entre secteurs public et privé, le nombre d'années requis pour atteindre le taux plein augmente de 37.5 à 41.75 années entre 2004 et 2020
- une pénalité (décote) qui sanctionne les départs anticipés et chaque trimestre non cotisé
- un bonus (surcote) qui récompense les départs retardés et chaque trimestre cotisé au-delà de la durée requise pour l'obtention du taux plein
- l'augmentation progressive de l'âge limite, âge à partir duquel la décote s'annule

Il est cependant important de noter que pour les cohortes considérées dans notre échantillon, l'année d'ouverture des droits à pensions n'est pas changée : les enseignants, affectés par la réforme ou non, peuvent toujours décider de partir à 60 ans.

2.3 Données

Les bases de données administratives employées sont hébergées par le «*Département de l'Évaluation de la Prospective et de la Performance*», organe statistique du Ministère de l'Éducation Nationale. Afin d'observer les salaires et les profils des retraites, deux fichiers sont utilisés. Le premier, («*Fichier des Dossiers d'Examen des Droits à Pensions*», 1940-1955), rassemble toute l'information concernant

les enseignants lors de l'année d'ouverture de leurs droits à pension. Le second fichier, (*«Fichiers des bénéficiaires d'une pension civile du Ministère de l'Éducation Nationale»*, 1998-2012), collecte l'information relative aux enseignants qui sont déjà retraités. Ces deux fichiers permettent d'observer les salaires et les retraites trimestriels de chaque enseignant, à tout âge, entre 60 et 63 ans. Enfin, l'utilisation des tables de mortalité pour professionnels et intellectuels générées par l'Institut National des Études Démographiques nous permet de calculer des flux espérés de revenus, quelque soit l'âge de retraite effectif.

2.4 Résultats

Les paramètres estimés montrent que les enseignants sont légèrement averses au risque (le coefficient relatif d'aversion pour le risque est approximativement 0.5) et ont un facteur d'escompte trimestriel proche de l'unité (égal à 0.97). Le coefficient représentant leur préférence pour le loisir implique que 0.8 euros de pension génère autant d'utilité qu'un euro de salaire. Cette préférence pour le loisir (ou désutilité du travail) augmente si le conjoint est âgé de plus de 60 ans, et décroît si le ménage inclut toujours au moins un enfant de moins de 20 ans.

Les simulations basées sur ces paramètres soulignent la sensibilité des taux de départ en retraite des enseignants lorsque les incitatifs financiers changent (essentiellement pour la surcote). Cela est en parti dû au fait que nos simulations sont centrées sur les premières cohortes impactées par la réforme : ces cohortes ont bénéficié très aisément du mécanisme de bonus alors que la durée légale de cotisation n'avait alors que peu augmenté (effet d'aubaine).

En exploitant successivement les différentes étapes de la réforme, qui a évolué à partir de 2004 jusqu'à 2020, nous avons pu lancer une analyse coût-bénéfice basée sur les cohortes 1944-1947 (ces cohortes ont été directement affectées par la réforme). Cet exercice montre qu'en durcissant les conditions d'accès au taux plein, l'âge moyen de départ à la retraite augmente. Cet âge devrait croître progressivement jusqu'à atteindre 61 ans en 2020. De plus, en 2020, la réforme devrait avoir réduit de 12% la dépense publique totale associée au paiement des salaires et des pensions des enseignants du second degré public. Cette réduction est essentiellement causée par 3 mécanismes, à savoir *i*) l'accroissement drastique du nombre de trimestres requis afin d'obtenir le taux plein, *ii*) la désutilité du travail élevée des enseignants, et *iii*) la pénalité (décote) imposée aux enseignants qui décident de prendre leur retraite avant d'avoir atteint la durée légale de cotisation.

3 Les effets de la réforme de 2010 du système public français de retraite sur les congés maladie des enseignants âgés

3.1 Motivation

De nombreux pays industrialisés encouragent désormais leurs travailleurs à retarder leur départ en retraite. Dans un contexte où l'espérance de vie s'accroît, l'équilibre budgétaire du système des retraites est mis à mal si aucune contribution additionnelle ne vient compenser le fait que les retraites doivent être payées, pour chaque retraité, sur une plus longue période. Cette observation est particulièrement pertinente en France où le système est dit par répartition, ce qui signifie que l'équilibre dépend directement du ratio travailleur-employé. Comme les baby boomers ont commencé à prendre massivement leur retraite depuis la fin des années 90, le gouvernement français a lancé plusieurs réformes afin de maintenir plus longtemps en activité les travailleurs, et d'ainsi assurer la stabilité financière du système.

La littérature est riche de travaux qui se sont attachés à étudier l'effet de retarder le départ en retraite sur le bien-être individuel et la santé. Les principaux écueils sont bien identifiés : biais de sélection et endogénéité de la décision de prendre sa retraite. En effet, si les individus en mauvaise santé partent les premiers, alors l'impact sur la santé de différer le départ est minimisé, ou une corrélation positive entre travail et santé peut même apparaître. Par ailleurs, la santé peut affecter le travail et réciproquement. S'il est évident qu'une mauvaise santé peut induire un départ précoce en retraite, il est également vrai que rester actif peut maintenir le niveau de santé. Certaines analyses ont en effet démontré que la décision de départ peut être traumatique, et engendrer un rapide déclin de l'état général de santé d'un individu. Par dessus tout, de nombreux facteurs inobservés peuvent flouter la relation qui existe entre santé et retraite, et rendre difficile toute interprétation en termes de causalité.

Dans cette étude, afin de comparer le niveau de santé d'enseignants proches de leur départ en retraite, nous utilisons la réforme du système français des retraites du secteur public de 2010. En lieu et place d'indicateurs de santé, nous utilisons l'information sur les congés maladie de courte durée fournie par le «Département de l'Évaluation, de la Prospective et de la Performance», l'organe statistique du Ministère de l'Éducation Nationale. Nous nous concentrons sur les enseignants du second degré qui, du fait de la réforme, doivent désormais patienter avant d'avoir la possibilité de

prendre leur retraite. En effet, si les cohortes d'enseignants nés avant 1951 peuvent toujours partir en retraite dès lors qu'ils atteignent 60 ans, les cohortes plus jeunes (nées à partir de 1951) doivent attendre au minimum 60 ans et 4 mois.

Par conséquent, les différences avant 60 ans des fréquences de congés maladie de courte durée pris par les enseignants de même âge, mais soumis à des âges minimum de départ en retraite différentes, peut s'interpréter soit comme l'impact de la réforme directement sur la santé des enseignants, soit comme des congés maladie *volontaires*, sous l'hypothèse que les enseignants de cohortes différentes soient comparables. La réforme pourrait donc avoir un effet pervers au sens où, à l'issue de sa mise en place, les enseignants seraient plus enclins à prendre des congés maladie pour restaurer leur niveau de santé, ou compenser l'accroissement de leur désutilité du travail associée au fait de rester employé plus longtemps.

3.2 Modélisation

Le cadre théorique consiste en un modèle classique d'optimisation d'une fonction d'utilité qui dépend des revenus et de la désutilité du travail, avec lissage parfait de la consommation dans le temps. L'agent représentatif est soumis à deux contraintes : une contrainte de ressources qui stipule qu'il ne peut dépenser durant son existence plus qu'il ne gagnera (salaires et pensions confondus), ainsi qu'une contrainte de désutilité, qui indique que la désutilité du travail augmente à la fois avec l'âge, et avec la distance à la date optimale de départ en retraite. Nous supposons que l'occurrence d'un congé maladie de courte durée, qui peut être perçue comme une forme d'absentéisme, est une fonction croissante de la désutilité du travail.

La résolution du modèle permet de dégager trois propositions concernant le comportement des enseignants, qui seront par la suite testées économétriquement.

Proposition 1 *Quelque soit l'âge, plus l'âge minimum de départ en retraite est élevé, plus un enseignant sera enclin à prendre un congé maladie de courte durée.*

Ce qui signifie qu'un enseignant affecté par la réforme prend plus de congés maladie qu'un enseignant non concerné.

Proposition 2 *La différence de probabilités, de prendre un congé court, entre un enseignant affecté et un enseignant non affecté par la réforme, s'accroît avec l'âge.*

En d'autres termes, cela revient à dire qu'un enseignant affecté par la réforme a de plus en plus d'incitatifs de prendre des congés maladie quand il se rapproche de son âge de départ en retraite.

Proposition 3 *Le plus tôt une cohorte est affectée par une augmentation de l'âge minimum de départ en retraite, le plus tôt cette cohorte commence à prendre plus de congés maladie.*

Du fait de la limitation de nos données, cette troisième proposition ne sera pas testée. Mais certaines preuves empiriques tendent à la valider, car on observe graphiquement que la fréquence des congés maladie (i) augmente à partir de 55 ans pour la première cohorte affectée par la réforme (i.e., cohortes 1951-1953), (ii) augmente plus tôt, à savoir à partir de 52 ans, pour des cohortes plus jeunes, celles nées entre 1954 et 1956, et (iii) encore avant pour celles nées entre 1957 et 1959.

3.3 Données

Les données administratives employées sont hébergées par le «*Département de l'Évaluation de la Prospective et de la Performance*», l'organe statistique du Ministère de l'Éducation Nationale. Nous avons construit une base de données originale par fusion de plusieurs fichiers distincts. Tout d'abord, les informations concernant les congés maladies des enseignants sont fournies par des fichiers administratifs annuels qui ont été regroupés afin de constituer un historique des congés maladie. Puis, en utilisant l'identifiant unique des enseignants, nous avons fusionné ce fichier avec une autre base de données rassemblant les informations concernant les dates de naissance, le genre, le statut marital etc. des enseignants. La base de donnée finale est un panel incluant les cohortes nées entre 1948 et 1953, et contenant toute l'information concernant les congés maladie pris par les enseignants, suivis de 50 à 60 ans.

3.4 Résultats

La réforme de 2003 du système français des retraites a introduit des incitatifs financiers afin de différer le départ en retraite des fonctionnaires. Sept ans plus tard, une seconde réforme visait à augmenter l'âge légal minimum de départ en retraite après 2011. Les premières cohortes affectées par les réformes (dans notre cas, les enseignants nés entre 1943 et 1950) étaient seulement concernées par les incitatifs financiers, tandis que celles nées à partir de 1951 étaient sujettes à la fois aux incitatifs financiers et au relèvement de l'âge minimum de départ. Afin d'identifier l'impact de l'augmentation de l'âge légal minimum de départ en retraite sur la fréquence des congés maladie de courte durée,

nous comparons des enseignants nés entre 1948 et 1950 qui peuvent toujours prendre leur retraite à 60 ans, à des enseignants nés entre 1951 et 1953, qui doivent travailler jusqu'à 60 ans et 4 mois au minimum.

Puisque nous considérons les congés maladie avant 60 ans, à savoir lorsqu'aucun enseignant n'est déjà parti en retraite, nous éliminons le biais de sélection qui pollue habituellement les études comparant travailleurs et retraités. En fait, on peut même considérer que le changement de la probabilité de prendre un congé maladie est la réponse des enseignants à la mise en place de la réforme. Afin de supporter cette théorie, nous proposons un modèle de décision du départ en retraite dans lequel les enseignants maximisent leur utilité en choisissant leur niveau de consommation et leur date de départ en retraite.

Ce modèle montre que, pour les enseignants dont la date optimale de départ en retraite tombe avant 60 ans, leur flux actualisé de disutilité du travail est une fonction croissante de l'âge minimum de départ en retraite. De plus, l'écart entre les flux d'utilité d'un enseignant affecté par la réforme et d'un enseignant qui ne l'est pas, s'accroît avec l'âge. Cela implique que pour compenser leur perte d'utilité, ou la détérioration de leur état de santé, les enseignants ont augmenté la fréquence de leurs congés maladie courts avant leur départ en retraite.

Les paramètres estimés d'un modèle économétrique en forme réduite sont sans ambiguïté : quelque soit la méthodologie, les enseignants affectés par la réforme ont une plus haute probabilité de prendre des congés maladie courts. Les effets de la réforme sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. La probabilité d'occurrence d'un congé maladie durant l'année scolaire augmente de 3.2 points de pourcentage (pp ci-après) à 56 ans, 3.6 pp à 57 ans, 5.4 pp à 58 ans et 1.5 pp à 59 ans.

4 L'impact de de la discrimination positive sur les aspirations académiques

4.1 Motivation

Les économies modernes sont affectées par un profond changement technologique qui favorise les emplois les plus qualifiés et renforce les inégalités. Si le progrès technique peut accélérer la croissance, l'accentuation des inégalités, son impact sur la cohésion sociale mis à part, met en péril la croissance de long terme. A cet égard, le rapport de l'OCDE «[In it together](#)» (2015) présente une étude économétrique portant sur les pays membres durant les 30 dernières années. Plus précisément, le rapport estime que 4.7% de la croissance cumulée a été perdue entre 1990 et 2010 du fait de l'accroissement des inégalités de revenus entre 1985 et 2005.

Ce changement technologique biaisé en faveur des plus qualifiés génère à la fois des inégalités de revenu et de salaire. D'une part, les inégalités de revenu découlent de l'hypothèse selon laquelle le progrès technologique réduit la main d'œuvre nécessaire et augmenterait le chômage. D'autre part, le progrès technologique récompense plus fortement les travailleurs les plus qualifiés.

Un canal de transmission crédible entre les inégalités et la croissance est le stock de capital. Les modèles canoniques de croissance reconnaissent le capital humain comme le déterminant principal du potentiel de croissance d'une économie. Par ailleurs, le niveau de scolarité, et en particulier l'accès à l'éducation supérieure, est lié au revenu. Par conséquent, tandis que le fossé entre les ménages à plus faibles revenus et le reste de la population se creuse, les étudiants issus des milieux les plus défavorisés peinent d'autant plus à accéder à l'éducation supérieure. Cet état de fait met en danger non seulement la mobilité sociale, mais prive également un pays d'un vaste réservoir de capital humain potentiel.

Garantir l'accès à l'éducation supérieure est donc un sujet crucial. Cela permet de réduire les inégalités, et ouvre la voie vers une croissance de long terme. Il existe donc un espace pour l'intervention publique afin de veiller à ce que le système éducatif ne laisse pas de côtés de potentiels bons étudiants. L'enjeu de telles politiques est double. Premièrement, elles peuvent offrir des bourses d'études afin de lever les contraintes financières des étudiants les plus défavorisés. Deuxièmement, ces politiques peuvent corriger une conséquence plus insidieuse de la discrimination directe, à savoir la discrimination en amont. En fait, si les membres d'une minorité s'attendent à des rémunérations futures de leurs compétences plus faibles, parce qu'ils anticipent qu'ils souffriront de discrimina-

tion directe sur le marché du travail, ils peuvent soit sous-investir dans le processus d'accumulation des compétences, soit tout simplement l'abandonner. Ceux qui sous-investissent, et qui seront confrontés à une embauche, renforceront les convictions des employeurs qu'ils sont moins qualifiés, et un cercle vicieux se lance alors que les croyances ex-ante des membres d'une minorité deviennent auto-réalisatrices.

Une grande variété d'interventions publiques a pu être observée aux États-Unis afin de lutter contre ce phénomène. Généralement, les actions de discrimination positive ciblent explicitement une ethnie. En France cependant, la discrimination positive adopte une autre forme, puisqu'elle s'attache au milieu socioéconomique. Ce travail, qui est une extension de Diagne *et al.* (2016), examine l'impact d'une action lancée par Sciences Po depuis 2001, qui offre une voie d'accès privilégiée aux lycéens de zones défavorisées, sur l'accès global à l'éducation supérieure de ces lycées.

4.2 Le programme des Conventions d'Éducation Prioritaire (CEP)

Avant la mise en place du programme, l'admission à Sciences Po s'effectuait uniquement via deux canaux :

- les lycéens qui ont obtenu la mention Très Bien au Baccalauréat peuvent directement passer un examen (22% admis, 78% refusés)
- les autres lycéens titulaires du Baccalauréat peuvent tenter en septembre l'examen d'entrée (12% admis, 88% refusés).

Depuis la mise en place du programme en 2001 cependant, certains lycées bénéficient d'une procédure privilégiée pour accéder à Sciences Po. Ces lycées partenaires, signataires d'une Convention d'Éducation Prioritaire (CEP), sont ciblés géographiquement, afin d'accroître la diversité sociale de Sciences Po. En fait, les étudiants de ces régions sont les plus susceptibles d'échouer à un examen oral car leur capital social et culturel n'est pas comparable à celui de lycéens issus d'environnements plus privilégiés.

Les lycées qui ont signé une convention, sélectionnent un groupe de leurs meilleurs étudiants et les préparent durant l'année à cette procédure spéciale d'admission. A la fin de l'année scolaire, si les lycéens sélectionnés obtiennent leur Baccalauréat du premier coup, ils passent un examen oral où

ils entrent en compétition uniquement avec les autres membres de lycées partenaires, ce qui restaure d'une certaine manière, l'équité de la procédure de sélection.

4.3 Devenir CEP et stratégie d'identification

Pour devenir un lycée partenaire, le lycée doit d'une part contacter Sciences Po pour faire preuve de son intérêt dans le programme, d'autre part remplir au moins l'un des trois critères suivants :

- appartenir à une Zone d'Éducation Prioritaire (ZEP)
- avoir une proportion d'étudiants dont les parents proviennent d'un milieu socioéconomique défavorisé excédant la moyenne nationale de 70%
- avoir une proportion d'arrivants de 3e qui proviennent de collèges classés en ZEP plus haute que 60%

Lancé en 2001, le programme s'est peu à peu développé. Durant la première année, seulement 7 lycées sont devenus partenaires et 17 lycéens ont intégré Sciences Po, tandis qu'en 2013, 100 lycées partenaires ont permis à 150 lycéens d'entrer à Sciences Po. Au total, 1150 lycéens ont intégré Sciences Po grâce à cette procédure.

Diagne *et al.* (2016) proposent une stratégie d'identification afin d'évaluer l'impact de ce programme. En définissant 3 groupes de contrôles différents (à savoir : lycée éligible au programme mais non partenaire dans une Académie où le programme était disponible, lycée éligible au programme mais non partenaire dans une Académie où le programme n'était pas disponible, et enfin futurs signataires du programme, soit les lycées qui ont signé après 2008). Une double différence permet alors d'identifier l'impact du programme sur notre variable d'intérêt, ici, le ratio d'étudiants accédant à l'éducation supérieure.

4.4 Données

Les données utilisées dans cette analyse proviennent de nombreuses administrations différentes. Le Ministère de l'Éducation Nationale a rendu disponible les «Indicateurs pour le Pilotage des Établissements du Second degré» (IPES) et l' «Aide au Pilotage et à l'Auto-évaluation des Établissements» (APAE), deux bases de données qui contiennent des informations de 1998 à 2013 sur les caractéristiques contextuelles des écoles (concernant les élèves et les enseignants). La fusion de ces deux bases de

données est ensuite effectuée avec les données de Sciences Po, afin d’obtenir pour chaque établissement le nombre effectif de lycéens ayant intégré Sciences Po.

Afin de tester l’hypothèse de discrimination en amont, de mesurer si les aspirations des étudiants sont bridées en ce qui concerne leur poursuite d’étude, il est nécessaire de suivre les étudiants après le Baccalauréat, et donc d’obtenir les données concernant l’enseignement supérieur. Le «Système d’Information de Suivi des Étudiants» (SISE) recense les parcours des étudiants dans l’enseignement supérieur depuis 2005. Le fichier SISE est quant à lui hébergé au Ministère de l’Education Supérieure et de la Recherche, et rassemble plusieurs fichiers, un pour chaque institution de l’enseignement supérieur (universités, écoles d’ingénieurs, écoles de management etc.). Une base originale a par conséquent été conçue en rassemblant tous ces fichiers et en les fusionnant avec la base concernant les caractéristiques contextuelles des lycées. Ainsi, pour chaque lycée, il est désormais possible de calculer le ratio d’élèves ayant accédé l’éducation supérieure, à partir de 2005.

4.5 Résultats

Le programme des CEP de Sciences PO est un exemple de discrimination positive à la française. Ce travail est une extension de Diagne *et al.* (2016) afin d’analyser l’impact d’une telle action sur l’accès à l’éducation supérieure de population socioéconomiquement défavorisées. Trois canaux principaux peuvent expliquer l’impact potentiel du programme. Premièrement, le programme offre aux étudiants des lycées partenaires une opportunité qu’ils sont désireux de saisir, ce qui leur procure des incitations à augmenter leur niveau d’effort et à investir dans le processus d’accumulation des compétences. Deuxièmement, les lycéens qui participent au programme (qu’ils intègrent Sciences Po *in fine* ou non) bénéficient d’une information en ce qui concerne l’éducation supérieure bien meilleure, et seront plus enclins à poursuivre leurs études. Enfin, mettre à la portée d’étudiants défavorisés une école élitiste peut les aider à construire des aspirations différentes pour leur futur.

L’analyse économétrique consiste en une estimation par différences en différences. Pour tester la fiabilité des résultats, trois différents groupes de contrôle sont employés. Les résultats sont robustes : le pourcentage de lycéens poursuivant leurs études est augmenté d’environ 3 points de pourcentage dans les lycées traités, et cet effet est porté par les étudiants de la filière économique. Les autres régressions qui stratifient l’échantillon ne mettent en valeur aucun impact différencié du programme selon le sexe, ou la catégorie socioprofessionnelle des parents.

L'accroissement du ratio d'accès à l'éducation supérieure montre l'importance des aspirations en ce qui a trait à l'orientation académique, et met en lumière le rôle que peut avoir la discrimination en amont en France. Certaines considérations pourraient cependant limiter la portée de nos résultats. Si, par exemple, la composition des lycées traités avait évolué durant la période, alors l'effet du programme pourrait tout aussi bien être confondu avec d'autres facteurs. Le comportement opportuniste de certains parents plus aisés qui cherchent à placer leur enfant dans un lycée partenaire, ou des enseignants plus qualifiés qui pensent que le climat dans ces écoles sera plus agréable, pourraient potentiellement confondre le lien de causalité précédemment révélé. Cependant, les régressions de robustesse ne montrent aucun impact du programme sur la composition sociale des lycées traités ou sur les caractéristiques de l'équipe enseignante des lycées traités.

Finalement, ces résultats suggèrent un rôle non négligeable de la discrimination en amont dans l'explication d'un accès plus faible à l'éducation supérieure dans les régions défavorisées en France. Aux États-Unis cependant, la fin de la discrimination positive a réduit la probabilité d'admission des minorités, sans pour autant modifier les comportements de candidatures aux écoles élitistes des représentants les plus aisés de ces minorités. La question du coût d'opportunité de ces politiques est donc prégnante, quand on s'aperçoit que les actions entreprises ne profiteront qu'à l'élite de la minorité, déjà bien informée des stratégies à développer pour intégrer l'éducation supérieure. La méthode française, à savoir cibler des territoires selon des critères de ressources économiques, pourrait donc avoir un effet d'entraînement plus important, car elle décentralise au niveau du lycée la discrimination positive, et touche des lycéens qui ne se seraient pas sentis concernés autrement. La question présente en filigrane est alors de savoir lequel de l'ethnie ou de l'environnement socioéconomique est le plus important lorsqu'il s'agit de lutter contre les inégalités.