



**HAL**  
open science

# Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?

Nagui Bechichi, Julien Grenet, Georgia Thebault

► **To cite this version:**

Nagui Bechichi, Julien Grenet, Georgia Thebault. Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?. 2021. hal-03501119

**HAL Id: hal-03501119**

**<https://hal.science/hal-03501119>**

Preprint submitted on 23 Dec 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?

Documents de travail

N° 2021-003 - Novembre 2021







Institut national de la statistique et des études économiques

---

2021/03

# **Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?**

Nagui BECHICHI\*

Julien Grenet\*\*

Georgia THEBAULT\*\*\*

Novembre 2021

---

Département des Études Économiques – Timbre G201  
88, avenue Verdier – CS 70 058 – 92 541 MONTROUGE CEDEX – France  
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : [d3e-dg@insee.fr](mailto:d3e-dg@insee.fr) – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

---

\* Insee-Dese – Département des études économiques – Division « Redistribution et Politiques Sociales »

\*\* CNRS, PSE

\*\*\* EHESS, PSE

Remerciements : Les auteurs remercient Nicolas Carnot, Sébastien Roux et Lionel Wilner pour leurs relectures et commentaires. Merci à Marco Oberti pour sa discussion de grande qualité et aux participants du séminaire D2E du 27 avril 2021. Nous remercions la sous-direction des systèmes d'information et études statistiques (SIES), en particulier Isabelle Kabla-Langlois, Clotilde Lixi, Cosima Bluntz et Pierre Boulet pour leur accueil et leur aide précieuse pour l'exploitation des données. Nous remercions par ailleurs la Direction de l'Évaluation de la Prospective et de la Performance (DEPP) pour avoir mis à notre disposition une partie des données mobilisées dans cette étude. Merci enfin à Pauline Givord et Youssef Souidi pour leurs différents retours et suggestions.

## **Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?**

Cet article étudie l'impact de l'introduction de la plateforme Parcoursup en 2018 sur la ségrégation à l'entrée des études supérieures en France en fonction du niveau scolaire, de l'origine sociale et du genre des étudiants. À l'aide des données administratives de pré-inscription du supérieur de 2013 à 2019, ces phénomènes sont mesurés au moyen d'indices d'exposition normalisés. En 2017, les néo-bacheliers se répartissent inégalement dans les formations d'enseignement supérieur en fonction de leur niveau scolaire, de leur origine sociale et de leur genre. La moitié de la ségrégation scolaire et de la ségrégation sociale provient de la répartition des étudiants entre les grandes catégories de formations (licence, classes préparatoires, BTS, IUT, etc.), tandis que la ségrégation femmes-hommes s'effectue davantage entre filières d'études au sein de chacune de ces catégories. Une grande partie de la ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur est déjà présente dans les vœux exprimés par les candidats, alors que les classements des candidats opérés par les formations n'y contribuent que faiblement. La mise en place de Parcoursup en 2018 a eu un fort impact sur les pratiques de classement des formations non sélectives (licences universitaires) : la part des mentions bien ou très bien est ainsi passée de 29 % à 59 % parmi les candidats recevant en premier une proposition d'admission. Cependant, les niveaux de ségrégation mesurés selon les trois dimensions étudiées sont globalement stables. Dans les licences en tension, les nouvelles règles de classement des candidats ont eu un impact substantiel, celles-ci ne disposant pas d'une capacité d'accueil suffisante pour admettre tous ceux souhaitant s'y inscrire. La dernière partie de l'étude montre que la mise en place de Parcoursup a modifié de manière plus nette la répartition des étudiants entre les formations d'Île-de-France, territoire où se concentrent de nombreuses licences en tension et où la ségrégation sociale et scolaire est historiquement élevée.

**Mots-clés :** Enseignement supérieur, Procédures d'affectation, Ségrégation scolaire.

---

## **Assessing the effects of Parcoursup, the new French platform of admission into higher education on academic, social and gender segregation**

This article studies the impact of the 2018 reform of the French centralized assignment system of admission in higher education (called "Parcoursup") on academic, social and gender segregation. Using rich administrative data on high school students' pre-enrollment in higher education from 2013 to 2019, we compute Normalized Exposures indices to measure segregation in higher education programs. In 2017, high school graduates are unevenly distributed across higher education programs according to their academic performance, their social background and their gender. Half of academic and social segregation comes from the distribution of students between the main categories of programs (university, technology institute, preparatory class for the *Grandes Écoles*, etc.), while gender segregation mainly stems from segregation between field of study within each category. A large part of the segregation at entrance to higher education is already present when considering high school students' applications, leaving only marginal roles to the ranking of applicants carried out by higher education programs. The implementation of Parcoursup in 2018 had a strong impact on the ranking practices of non-selective programs (university programs): the proportion of students holding one of the two highest distinctions at the *Baccalauréat* increased from 29% to 59% among the top-ranked applicants. However, academic, social and gender segregation remained stable overall. In oversubscribed non-selective programs, the new rules for ranking applicants have had a substantial impact, as they lack seats to admit all applicants wishing to register. The last part of the study shows that the introduction of Parcoursup has substantially modified the distribution of students across higher education programs in the Paris region, a highly segregated urban territory where oversubscribed programs concentrate.

**Keywords:** Higher Education, Admission Procedures, School Segregation.

**Classification JEL :** I23, I28, D82.

# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>4</b>
<b>1 Données et statistiques descriptives</b>	<b>7</b>
1.1 Sources mobilisées . . . . .	7
1.2 Profil des candidats et des formations . . . . .	8
<b>2 Mesurer la ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur</b>	<b>13</b>
2.1 L'indice d'exposition normalisé . . . . .	14
2.2 Interprétation et propriétés . . . . .	14
<b>3 La ségrégation des formations au terme de la session 2017 d'APB</b>	<b>16</b>
3.1 Niveaux de ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur . . . . .	16
3.2 Influence des vœux et du classement des candidats par les formations sur les niveaux de ségrégation . . . . .	17
3.3 Décomposition de l'indice . . . . .	20
<b>4 Impact du passage à Parcoursup sur la ségrégation à l'entrée du supérieur</b>	<b>21</b>
4.1 Parcoursup : des changements importants dans les modalités de pré-inscription dans le supérieur . . . . .	21
4.2 Candidats, classements et admissions . . . . .	23
4.3 Dans les licences en tension, une nette amélioration du niveau scolaire moyen des admis . . . . .	26
<b>5 Parcoursup : des effets plus marqués en Île-de-France</b>	<b>29</b>
5.1 Évolution de la ségrégation des formations franciliennes . . . . .	30
5.2 Mobilité géographique en Île-de-France depuis 2018 . . . . .	35
5.3 Illustration : la ségrégation des formations de droit en Île-de-France . . . . .	41
<b>Conclusion</b>	<b>43</b>
<b>Références bibliographiques</b>	<b>47</b>
<b>Annexes</b>	<b>48</b>
A Réécriture de l'indice d'exposition normalisé . . . . .	48
B Indices de ségrégation : le problème des petites unités . . . . .	48
C Robustesse des résultats aux hypothèses retenues . . . . .	50

# Introduction

En 2018, la loi relative à l'orientation et à la réussite des étudiants (dite « loi ORE ») a modifié les modalités de pré-inscription dans l'enseignement supérieur en France. Cette réforme a été adoptée dans un contexte marqué par un fort taux d'échec en licence et une pression grandissante sur les capacités d'accueil des formations, qui avait conduit à pratiquer le tirage au sort pour départager les candidats dans certaines licences « en tension », c'est-à-dire en sous-capacité par rapport aux demandes d'inscription (IGAENR, 2016; Bechichi et Thebault, 2021).

La plateforme Parcoursup, qui s'est substituée à la plateforme Admission Post-Bac (APB) en place de 2009 à 2017, a introduit plusieurs changements qui ont pu avoir des effets de premier ordre sur l'orientation des bacheliers et le recrutement des formations d'enseignement supérieur : non-hiérarchisation des vœux des étudiants, possibilité pour les licences universitaires, historiquement non sélectives, de classer les candidats en fonction de leur dossier scolaire, mise en place dans chaque formation d'un pourcentage minimal de boursiers, ou encore instauration de quotas en faveur des bacheliers professionnels et technologiques.

Si plusieurs études ont souligné l'importance des modifications systémiques introduites par Parcoursup (Frouillou et al., 2019, 2020), aucune évaluation statistique n'a pour l'heure dressé un bilan des conséquences de cette réforme sur la ségrégation des formations d'enseignement supérieur, soit le degré de séparation des étudiants dans les formations du supérieur en fonction de leurs caractéristiques scolaires ou socio-démographiques. Cet article propose une première analyse de l'effet de la loi ORE sur la ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur en France, selon trois dimensions : les résultats scolaires, l'origine sociale et le genre<sup>1</sup>.

**Revue de la littérature.** Cette étude s'inscrit à la croisée de deux champs de recherche : l'analyse des procédures d'affectation centralisées et la mesure de la ségrégation en milieu scolaire.

Depuis le début des années 2000, des procédures d'affectation centralisées et automatisées ont été déployées dans le système éducatif français pour faciliter la gestion de deux transitions majeures : entre le collège et le lycée, d'une part, et à l'entrée dans l'enseignement supérieur, d'autre part. D'abord circonscrites à un sous-ensemble de formations dans certaines académies, ces procédures centralisées ont été étendues à l'ensemble du territoire

---

1. De par sa nature, la ségrégation selon le niveau scolaire des étudiants se distingue des phénomènes de ségrégation en fonction de caractéristiques socio-démographiques telles que l'origine sociale et le genre. La ségrégation scolaire renvoie notamment à la question du degré de sélectivité souhaitable d'un système éducatif, dont les implications de politiques publiques diffèrent de celles liées aux phénomènes de ségrégation selon l'origine sociale ou le genre (lutte contre les phénomènes de sous-représentation de ces étudiants dans certaines filières).

à partir du milieu des années 2000 et concernent aujourd’hui la quasi-totalité des formations proposées à l’entrée au lycée (procédure Affelnet-lycée) et dans l’enseignement supérieur (plateforme Admission Post-Bac puis Parcoursup). L’un des principaux enseignements des travaux consacrés à ces plateformes centralisées d’affectation est que ces dernières exercent une influence directe sur les niveaux de ségrégation observés dans les formations concernées. Par exemple, la mise en œuvre de la procédure Affelnet à Paris en 2008 a considérablement renforcé la mixité sociale dans les lycées généraux et technologiques de la capitale, à travers l’instauration d’une bonification spécifique en faveur des élèves boursiers (Fack et al., 2014; Fack et Grenet, 2016).

L’analyse proposée dans cette étude s’appuie sur le calcul d’indices de ségrégation, et plus précisément l’indice d’exposition normalisé (Bell, 1954), qui a été essentiellement utilisé en France pour mesurer les niveaux de ségrégation prévalant dans l’enseignement secondaire (Ly et al., 2016). Plus généralement, bien que de nombreuses études aient été consacrées à la mesure de la ségrégation en milieu scolaire (Ben Ayed et al., 2013; Fack et Grenet, 2013; Givord et al., 2016a; Boutchenik et al., 2020; Oberti et Savina, 2019), cette question a été plus rarement abordée à l’échelle des formations d’enseignement supérieur (Crouslé et al., 2020; Oberti et al., 2020; Courtioux et al., 2020), alors même que la transition entre les études secondaires et les études supérieures constitue un déterminant majeur des inégalités observées sur le marché du travail et de la mobilité sociale intergénérationnelle (Dherbecourt, 2015). Des phénomènes tels que la sous-représentation des femmes dans les disciplines scientifiques (MENJS-DEPP, 2020; MESRI, 2021) ou la surreprésentation des catégories sociales très favorisées dans les grandes écoles (Bonneau et al., 2021) sont en effet largement liés aux choix d’orientation effectués après le baccalauréat. L’intériorisation des stéréotypes sociaux ou de genre, les phénomènes d’autocensure, d’inégal accès à l’information ou encore les barrières financières et géographiques sont autant de facteurs qui peuvent contribuer à la différenciation des choix d’études à l’entrée dans l’enseignement supérieur en fonction de l’origine sociale des individus, de leur origine géographique ou de leur genre (Nicourd et al., 2012; Guyon et Huillery, 2014; Frouillou, 2017).

**Contributions.** Cette étude s’appuie sur un ensemble très riche de données administratives issues des plateformes APB et Parcoursup qui n’ont pas, à ce jour, été exploitées de manière systématique. La qualité de ces données offre la possibilité d’étudier de manière très précise la ségrégation qui s’opère à l’entrée dans l’enseignement supérieur. Elles permettent en particulier de mesurer la part de la ségrégation qui provient des vœux de pré-inscription des étudiants, et de la distinguer de la part qui provient des pratiques de classement des candidats par les formations qui ne disposent pas d’une capacité suffisante pour accueillir tous les étudiants qui souhaitent s’y inscrire. Du point de vue méthodologique, la propriété de décomposition additive de l’indice d’exposition normalisé est exploitée dans le cadre



spécifique de l'orientation dans les études supérieures. Cette propriété permet de mesurer la contribution à la ségrégation de plusieurs niveaux d'agrégation : répartition entre les différents types de formations, entre les filières d'études au sein de chaque type de formation et, enfin, entre les établissements proposant ces formations.

En prenant 2017, la dernière année d'APB, comme année de référence, l'analyse met en évidence l'existence d'une importante ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur selon le niveau scolaire, l'origine sociale et le genre des admis. Cette ségrégation est largement déterminée par les vœux des candidats, en amont de la procédure d'affectation. La décomposition additive de l'indice d'exposition normalisé met cependant en lumière des mécanismes différents selon la dimension de la ségrégation considérée : la moitié environ de la ségrégation scolaire et de la ségrégation sociale provient de la répartition des étudiants entre les grandes catégories de formations (licence, classes préparatoires, STS, IUT, etc.), tandis que la ségrégation femmes-hommes s'effectue davantage entre filières d'études au sein de chacune de ces catégories.

À l'issue de ses deux premières années d'existence, la plateforme Parcoursup n'a pas induit de changements majeurs dans les niveaux de ségrégation à l'entrée dans le supérieur, malgré l'évolution très nette des pratiques de classement des formations non sélectives, qui privilégient désormais les candidats ayant les meilleurs résultats scolaires. En effet, à l'exception d'une minorité de licences en tension, les nouvelles règles de classement des candidats n'ont eu qu'un impact limité sur leur recrutement, la plupart disposant d'une capacité d'accueil suffisante pour admettre tous ceux souhaitant s'y inscrire.

Cette stabilité globale des niveaux de ségrégation cache cependant des spécificités selon le territoire universitaire étudié. C'est notamment le cas en Île-de-France, qui, en plus de compter de nombreuses licences en tension, a connu une modification de ses règles de sectorisation pour la deuxième session de Parcoursup en 2019 avec la suppression des priorités géographiques qui existaient jusqu'alors pour l'accès aux formations non-sélectives des académies de Créteil, Paris et Versailles. Le passage à Parcoursup et la réforme dite de « régionalisation » des formations d'Île-de-France ont entraîné une amélioration très nette du niveau scolaire moyen des étudiants admis dans les licences parisiennes entre 2017 et 2019, ainsi qu'une intensification des flux d'étudiants originaires des académies de Créteil et Versailles admis dans des formations parisiennes.

**Plan de l'étude.** La suite de l'article est structurée comme suit. La première partie présente les données mobilisées et propose une vue d'ensemble des étudiants et des formations présents sur les plateformes APB puis Parcoursup au cours de la période 2013-2019. La deuxième partie décrit les propriétés de l'indice d'exposition normalisé, qui est utilisé pour quantifier la ségrégation entre les formations d'enseignement supérieur en fonction du niveau scolaire, de l'origine sociale et du genre des admis. Après avoir caractérisé dans

la troisième partie la situation prévalant à l'issue de la dernière année d'existence d'APB, la partie suivante analyse les effets de la mise en place de Parcoursup en 2018 sur la répartition des entrants dans l'enseignement supérieur. Enfin, la dernière partie propose une analyse centrée sur l'Île-de-France, où les années marquées par le passage à Parcoursup et la régionalisation des formations non sélectives se sont accompagnées d'une évolution plus marquée de la ségrégation scolaire des formations d'enseignement supérieur.

## 1 Données et statistiques descriptives

### 1.1 Sources mobilisées

**Données APB et Parcoursup.** Les analyses proposées dans cette étude s'appuient à titre principal sur les données individuelles exhaustives issues des plateformes Admission Post-Bac pour la période 2013 à 2017 et Parcoursup pour les années 2018 à 2019 (Mesri-Sies). Ces données, qui sont depuis 2019 accessibles à des fins de recherche à travers le système d'information ORISUP, fournissent des informations détaillées sur les vœux de pré-inscription des candidats, les caractéristiques des formations d'accueil, les propositions d'admission envoyées par les formations et les réponses des candidats.

**Restrictions de champ.** Le champ de l'étude est circonscrit à l'ensemble des néo-bacheliers qui se sont inscrits entre 2013 et 2019 sur les plateformes APB puis Parcoursup, et qui ont été admis dans l'une des formations présentes sur ces plateformes (hors apprentissage) au terme de la procédure de pré-inscription. Sont inclus les candidats admis à l'issue de la procédure normale ainsi que ceux qui l'ont été à l'issue de la procédure complémentaire. Cette dernière débute en juin et met en relation les candidats sans proposition d'admission avec les établissements qui disposent de places vacantes. Ce champ diffère légèrement de celui retenu dans certaines publications statistiques du Ministère de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation (Mesri), qui est généralement circonscrit aux candidats inscrits dans le cadre de la procédure normale.

**Dimensions de la ségrégation.** Les données administratives mobilisées pour les besoins de l'étude fournissent un ensemble très riche d'informations sur le profil scolaire et socio-démographique des candidats, qui permettent d'analyser finement les phénomènes de ségrégation à l'œuvre à l'entrée dans l'enseignement supérieur. Ces informations sont soit complétées par les étudiants eux-mêmes au moment de leur inscription sur la plateforme, soit remontées par les lycées dont ils sont originaires.

La mention obtenue au baccalauréat, la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) du représentant légal et le genre des étudiants sont les trois caractéristiques principales

retenues pour mesurer le niveau et l'évolution de la ségrégation scolaire, sociale et de genre à l'entrée dans le supérieur. La PCS du représentant légal est utilisée pour répartir les candidats entre quatre groupes sociaux, selon la catégorisation proposée par la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance du ministère de l'Éducation nationale, de la Jeunesse et des Sports (Menjs-Depp) : PCS très favorisées (chefs d'entreprise de dix salariés ou plus, cadres et professions intellectuelles supérieures, instituteurs et professeurs des écoles), PCS favorisées (professions intermédiaires – sauf instituteurs et professeurs des écoles), PCS moyennes (agriculteurs exploitants, artisans, commerçants et employés) et PCS défavorisées (ouvriers, chômeurs n'ayant jamais travaillé et personnes sans activité professionnelle). Ces catégories correspondent à une hiérarchisation des PCS selon leur dotation différentielle en capital socio-économique et scolaire.

Des variables additionnelles, décrites en annexe, sont par ailleurs mobilisées pour évaluer la robustesse des résultats aux indicateurs retenus pour caractériser le niveau scolaire (en utilisant les résultats au diplôme national du brevet plutôt que la mention au baccalauréat) et l'origine sociale des étudiants (en utilisant l'indice de position sociale<sup>2</sup> plutôt que le regroupement des PCS).

## 1.2 Profil des candidats et des formations

**Profil des candidats.** Le nombre de candidats néo-bacheliers inscrits sur la plateforme APB a augmenté de manière continue entre 2013 et 2017, en passant de 515 000 à 595 000, soit environ neuf néo-bacheliers sur dix. Près des trois quarts d'entre eux ont été admis dans l'une des formations proposées sur la plateforme. Au cours de la période d'existence d'APB, le profil scolaire et socio-démographique des candidats admis est resté très stable (tableau 1).

Le passage à Parcoursup en 2018 n'a pas introduit de rupture majeure concernant le profil des candidats : lors des deux premières années d'existence de la nouvelle plateforme, on comptait environ 630 000 néo-bacheliers et les caractéristiques des admis étaient très proches de celles observées au cours des années précédentes. Cette stabilité du profil scolaire et socio-démographique des admis au cours de la période 2013-2019 implique que l'évolution de la répartition des étudiants dans les différentes formations de l'enseignement supérieur est peu susceptible d'être biaisée par d'éventuels effets de composition.

**Caractéristiques des formations.** Lorsqu'ils effectuent leurs choix d'orientation dans l'enseignement supérieur, les lycéens font face à un ensemble de filières particulièrement dense

---

2. L'indice de position sociale ou IPS (Rocher, 2016) est une mesure quantitative de la situation sociale des élèves face aux apprentissages dans les établissements scolaires français, construite à partir des PCS des représentants légaux des élèves. Plus la valeur de l'indice est élevée, plus l'élève évolue dans un contexte familial favorable aux apprentissages.

**TABLEAU 1 – APB et Parcoursup : caractéristiques des formations et des candidats, 2013-2019**

	Admission Post-Bac					Parcoursup	
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
<b>Formations</b>							
Formations	9 381	9 716	9 927	9 913	10 152	10 653	11 511
Filières détaillées	2 352*	407	416	427	450	493	591
Filières agrégées	37	37	39	38	43	46	48
<b>Candidats (en milliers)</b>							
Ensemble des inscrits	800	863	895	930	970	1 013	1 122
Néo-bacheliers inscrits	515	543	549	573	595	631	630
Néo-bacheliers admis à l'issue de la procédure	377	391	407	424	425	447	463
<b>Type de formation des néo-bacheliers admis (%)</b>							
<i>Formations non sélectives</i>							
Licences universitaires (L1)	47	47	49	49	49	48	46
<i>Formations sélectives</i>							
Sections de technicien supérieur (STS)	23	22	22	21	21	22	21
Instituts universitaires de technologie (IUT)	12	11	11	11	11	11	10
Classes préparatoires aux grandes écoles (CPGE)	10	10	9	9	9	9	8
Autres (écoles post-bac, licences sélectives, etc.)	9	9	9	10	10	11	14
<b>Caractéristiques des néo-bacheliers admis (%)</b>							
<i>Mention au baccalauréat</i>							
Très bien (de 16 à 20/20)	9	9	9	10	11	11	10
Bien (de 14 à 16/20)	17	17	18	18	18	18	18
Assez bien (de 12 à 14/20)	31	31	31	31	30	30	30
Passable (de 10 à 12/20)	44	43	42	41	41	41	42
<i>Origine sociale</i>							
Très favorisée	31	31	31	31	31	30	30
Favorisée	16	16	16	15	15	15	15
Moyenne	28	29	29	29	30	30	30
Défavorisée	23	24	23	23	23	23	23
Non renseignée	1	1	1	1	1	1	1
<i>Genre</i>							
Femmes	53	53	53	53	53	53	55
Hommes	47	47	47	47	47	47	45

*Lecture* : en 2017, 595 000 néo-bacheliers se sont inscrits sur la plateforme Admission Post-Bac.

*Champ* : formations d'enseignement supérieur (hors apprentissage) et candidats inscrits sur les plateformes APB et Parcoursup.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

\* En 2013, le nombre important de filières détaillées s'explique par le fait que chaque formation non sélective avait un code de filière unique.

et stratifié. Entre 2013 et 2017, près de 10 000 formations étaient présentes chaque année sur la plateforme APB. Elles sont sensiblement plus nombreuses depuis la mise en place de Parcoursup : la nouvelle plateforme a accueilli environ 500 formations supplémentaires en 2018, en hausse de 5 % par rapport à l'année précédente, et 860 de plus en 2019<sup>3</sup> (tableau 1).

Les formations post-bac présentes sur la plateforme, qui accueillent près de 90 % des néo-bacheliers entrant dans le supérieur (MENESR, 2020a), peuvent être regroupées selon différents niveaux d'agrégation (figure 1).

Au niveau le plus agrégé, on distingue les formations sélectives et les formations non sélectives, chaque ensemble accueillant environ la moitié des néo-bacheliers. Une formation d'enseignement supérieur est dite « sélective » si les candidats sont sélectionnés en fonction de leur dossier scolaire et peuvent se voir refuser l'admission même si la formation dispose de places vacantes.

Il existe quatre grands types de formations sélectives : les sections de technicien supérieur (STS, 21 % des admis dans l'enseignement supérieur), qui préparent au brevet de technicien supérieur (BTS) ; les instituts universitaires de technologie (IUT, 11 % des admis), qui préparent au diplôme universitaire de technologie (DUT) ; les classes préparatoires aux grandes écoles (CPGE, 9 % des admis), qui préparent aux concours des grandes écoles ; les autres formations sélectives (10 % des admis), enfin, qui regroupent des formations de nature très différente (écoles d'ingénieur ou de commerce post-bac, licences sélectives, écoles d'art, formations paramédicales et sociales, etc.). Les formations non sélectives correspondent, quant à elles, aux licences universitaires classiques<sup>4</sup> (L1) et à la première année commune aux études de santé (PACES). À un niveau plus fin, les formations sont regroupées en filières d'études selon deux niveaux de classification : la nomenclature agrégée distingue une quarantaine de filières (par exemple, licences de droit-économie-gestion, CPGE scientifiques, BTS services) alors que la nomenclature détaillée en distingue près de 500 (par exemple, licences de droit, CPGE mathématiques, physique et sciences de l'ingénieur, BTS de gestion des entreprises), aux effectifs très variables.

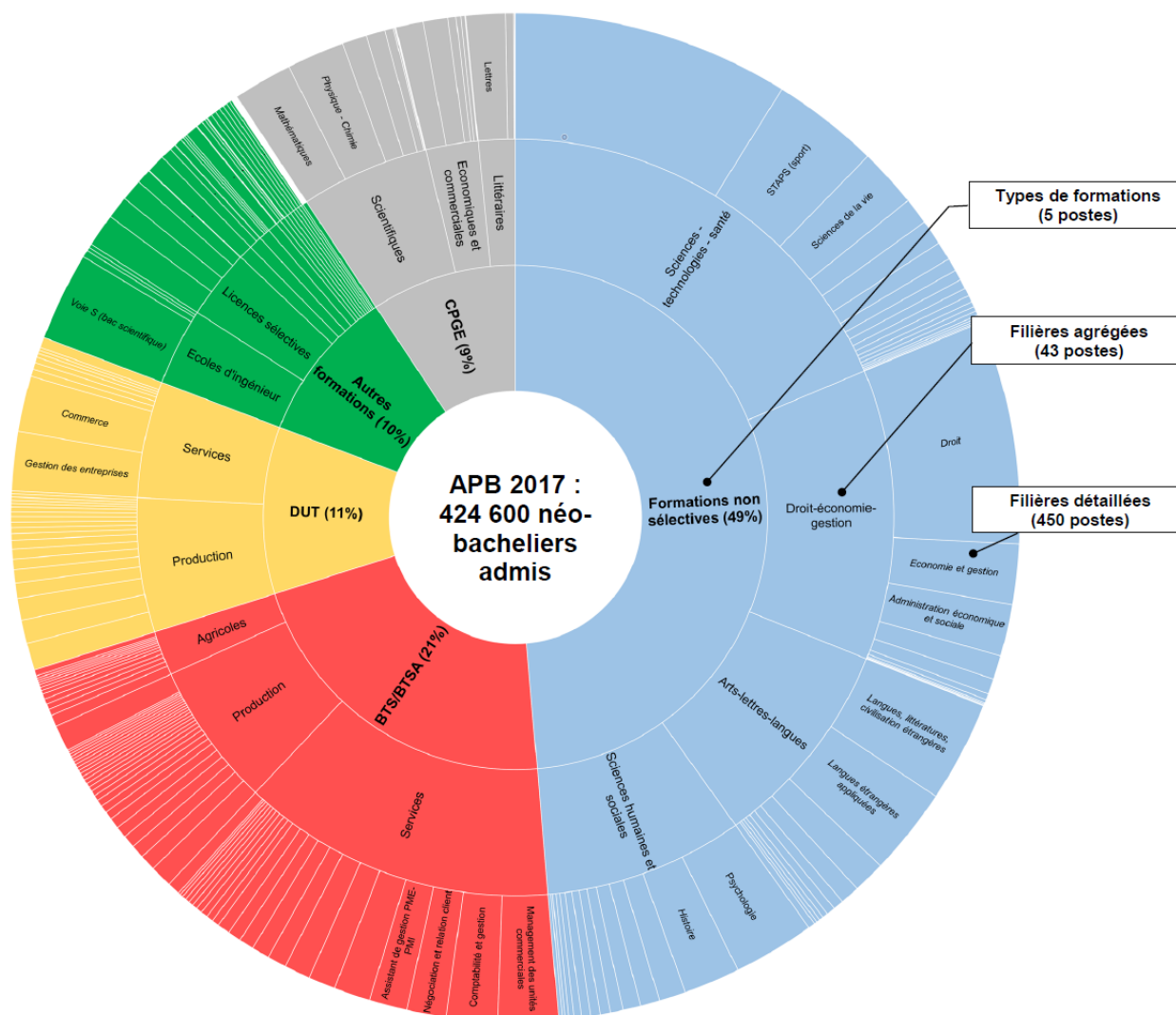
**Répartition des candidats par filière.** Une première manière d'appréhender la ségrégation qui prévaut à l'entrée dans l'enseignement supérieur consiste à comparer les caractéristiques des étudiants admis dans les différentes filières d'études (figure 2).

---

3. Les formations préparant au diplôme national des métiers d'art et du design (DNMADE) et au brevet professionnel de la jeunesse de l'éducation populaire et du sport (BPJEPS) ont par exemple rejoint la plateforme Parcoursup pour la première fois en 2018. D'autres formations ont intégré la plateforme lors des sessions suivantes, en particulier les formations paramédicales et sociales (en 2019) et les instituts de formation en soins infirmiers (en 2020).

4. Un petit nombre de licences universitaires (principalement des bi-licences à capacité limitée) étaient autorisées à sélectionner leurs étudiants sur la base de leurs résultats scolaires avant même la mise en place de Parcoursup. Dans cette étude, les licences sélectives, qui recrutent environ 4 % du total des admis en licence, sont distinguées des licences classiques.

FIGURE 1 – Répartition des néo-bacheliers dans les filières du supérieur (APB 2017)

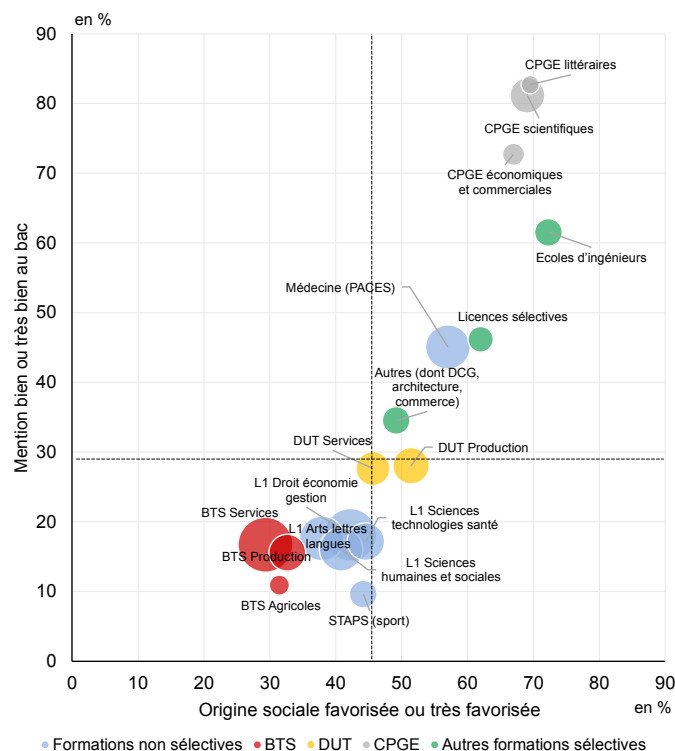


Lecture : 49 % des néo-bacheliers admis à l'issue de la procédure Admission Post-Bac en 2017 ont été admis dans une licence universitaire. La taille de chaque section du graphique est proportionnelle au nombre de néo-bacheliers qui y ont été admis.  
 Champ : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue de la procédure APB 2017.  
 Source : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017. Calculs des auteurs.

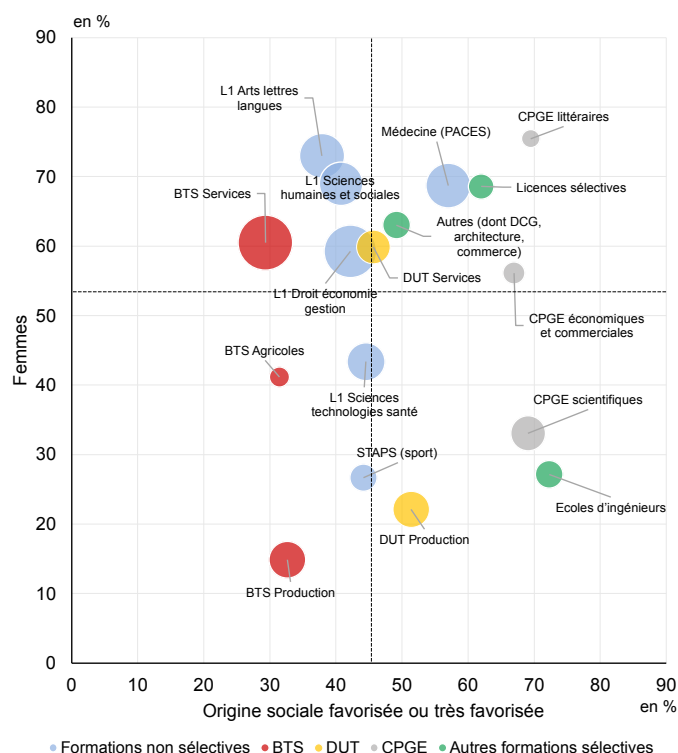
En 2017, dernière année d'APB, trois groupes de formations se distinguent en fonction de l'origine sociale et du niveau scolaire des admis (panel a). Un premier ensemble accueille des étudiants aux résultats moyens au baccalauréat et qui sont majoritairement d'origine sociale moyenne ou défavorisée : il s'agit à la fois des filières courtes (BTS), destinées principalement aux bacheliers professionnels et technologiques, et des licences non sélectives. À titre d'exemple, seuls 16 % des étudiants admis dans les BTS du secteur de la production ont obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat et 33 % sont d'origine sociale favorisée ou très favorisée, contre respectivement 29 % et 46 % en moyenne dans l'ensemble des filières. À l'autre bout du spectre, les CPGE et les écoles d'ingénieurs post-bac accueillent majoritairement des bacheliers généraux ayant obtenu une mention bien ou très bien et présentant un profil socialement favorisé ou très favorisé. En CPGE scientifique, 81 % des

FIGURE 2 – Profil des néo-bacheliers admis en 2017 selon la filière d'étude agrégée

(a) Mention au baccalauréat et origine sociale



(b) Genre et origine sociale



Note : la taille de chaque cercle est proportionnelle au nombre d'admis dans la filière associée. Les lignes en pointillés indiquent les proportions moyennes de femmes, d'étudiants d'origine sociale favorisée ou très favorisée, et de mentions bien ou très bien au baccalauréat parmi l'ensemble des néo-bacheliers admis dans la filière en 2017.

Lecture : 67 % des néo-bacheliers admis en CPGE économique et commerciale à l'issue de la procédure Admission Post-Bac en 2017 ont une origine sociale favorisée ou très favorisée et 73 % ont obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat.

Champ : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue de la procédure APB 2017.

Source : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017. Calculs des auteurs.

admis ont une mention bien ou très bien et 69 % sont d'origine sociale favorisée ou très favorisée. Les licences sélectives, les formations de médecine et les IUT se situent entre ces deux extrêmes. Plus proches de la moyenne par leur composition sociale, ces filières restent toutefois hétérogènes s'agissant du niveau scolaire de leurs admis : en 2017, 46 % des néo-bacheliers admis en licence sélective ont obtenu une mention bien ou très bien, contre 28 % des admis en IUT. Sur l'ensemble des filières, plus la proportion d'étudiants d'origine sociale favorisée ou très favorisée est élevée, plus celle des étudiants titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat l'est aussi, mettant en évidence le lien étroit entre l'origine sociale des étudiants et leurs résultats scolaires.

La part des femmes parmi les admis est en revanche peu liée à la composition sociale des différentes filières (panel b). Certaines filières sont très féminisées, parfois sélectives (CPGE littéraires) et parfois non (licences de lettres ou de sciences sociales, médecine). D'autres se caractérisent au contraire par une forte sous-représentation féminine et sont toutes techniques ou scientifiques, qu'il s'agisse des CPGE scientifiques, des écoles d'ingénieurs post-bac ou des formations courtes préparant à des diplômes relevant du secteur industriel (BTS et DUT production).

## 2 Mesurer la ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur

Pour saisir entièrement les phénomènes de ségrégation, il convient de dépasser la seule comparaison entre filières pour tenir compte des écarts de composition scolaire, sociale et de genre entre les milliers de formations et la myriade d'établissements (universités, lycées, écoles post-bac, instituts spécialisés, etc.) qui forment l'enseignement supérieur en France. Au sein d'une même filière d'étude, les différentes formations peuvent accueillir des étudiants aux profils très hétérogènes. C'est donc au niveau de ces formations, qui constituent l'échelle à laquelle les étudiants interagissent au quotidien et bénéficient d'un enseignement commun<sup>5</sup>, que cette étude examine la ségrégation selon le profil des étudiants.

Plusieurs indicateurs peuvent être mobilisés pour mesurer le niveau de ségrégation entre les formations d'enseignement supérieur (Frankel et Volij, 2011; Givord et al., 2016a). Dans ce contexte, l'objectif d'un indice de ségrégation est de mesurer à quel point les caractéristiques des individus regroupés au sein d'unités éducatives (ici, des formations d'enseignement supérieur) s'éloignent des caractéristiques moyennes de la population considérée dans son ensemble (ici, les néo-bacheliers admis dans l'enseignement supérieur).

---

5. La littérature sur les effets de pairs a par exemple montré que les phénomènes de ségrégation scolaire peuvent affecter la réussite des élèves (Monso et al., 2019). Avoir dans sa classe des camarades performants pourrait être particulièrement bénéfique pour les élèves les plus en difficulté, sans nécessairement dégrader la réussite scolaire de la tête de classe (Boutchenik et Maillard, 2019).



Le choix de l'indice dépend de ses propriétés mathématiques et des objectifs de l'analyse. L'indice d'exposition normalisé est retenu dans cette étude, en raison de sa simplicité d'interprétation et de sa propriété de décomposabilité additive.

## 2.1 L'indice d'exposition normalisé

L'indice d'exposition normalisé (Bell, 1954), noté  $P_g$ , se calcule de la manière suivante :

$$P_g = 100 \left( \frac{1}{p_g(1-p_g)} \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} (p_{g,k} - p_g)^2 \right), \quad (1)$$

où  $p_g$  désigne la proportion d'individus du groupe  $g$  (par exemple, les femmes) dans la population étudiée (ici, des néo-bacheliers admis en première année d'études supérieures),  $N$  la taille de la population étudiée,  $K$  le nombre d'unités,  $N_k$  le nombre d'individus dans l'unité  $k$  (ici, la formation) et  $p_{g,k}$  la part d'individus du groupe  $g$  dans l'unité  $k$ .

Comme tout indice de ségrégation, la valeur de l'indice  $P_g$  est comprise entre 0 et 100. Il vaut zéro en l'absence de ségrégation, ce qui est le cas si, au sein de chaque unité  $k$ , la proportion d'individus du groupe  $g$  ( $p_{g,k}$ ) est égale à la part de ce groupe dans la population ( $p_g$ ). À l'inverse, l'indice vaut 100 lorsque la ségrégation est totale, ce qui se produit si chaque unité  $k$  accueille uniquement des individus du groupe  $g$  ou des individus n'appartenant pas à ce groupe.

En pratique, la borne inférieure de l'indice de ségrégation dépend de la taille des unités considérées : en effet, même si les individus sont alloués de manière aléatoire entre les unités, la répartition des groupes entre les unités ne sera pas parfaitement équilibrée si certaines unités sont de petite taille<sup>6</sup>. Ce problème dit des « petites unités » est discuté en annexe, où le minimum théorique de l'indice est confronté à une valeur minimale plausible que l'on obtiendrait si les candidats étaient alloués de manière aléatoire aux formations, à capacité d'accueil constante. Cette analyse confirme que les niveaux de ségrégation mesurés dans l'étude sont très largement supérieurs à ceux qui seraient observés si les étudiants se répartissaient aléatoirement entre les formations.

## 2.2 Interprétation et propriétés

**Interprétation de l'indice.** L'indice d'exposition normalisé présente l'avantage d'être aisément interprétable : il traduit l'écart d'exposition au groupe d'intérêt  $g$  entre les étudiants qui appartiennent au groupe  $g$  et ceux qui n'y appartiennent pas. Cette interprétation de

---

6. Dans le cas hypothétique où chaque unités ne peut accueillir qu'un seul individu, l'indice de ségrégation vaudra toujours 100, quelle que soit la manière dont les individus se répartissent entre les unités.

l'indice peut être rendue plus apparente en réécrivant comme suit sa formule de calcul<sup>7</sup> :

$$P_g = 100 \left( \frac{1}{N_g} \sum_{i \in g} p_{i,g} - \frac{1}{N - N_g} \sum_{i \notin g} p_{i,g} \right), \quad (2)$$

où  $N_g$  désigne le nombre d'individus du groupe  $g$  dans la population et  $p_{i,g}$  la part d'individus du groupe  $g$  dans l'unité de l'individu  $i$ .

Le premier terme de la formule représente la proportion moyenne d'individus du groupe  $g$  dans les formations fréquentées par les individus du groupe  $g$ . Le second terme représente la proportion moyenne d'individus du groupe  $g$  dans les formations fréquentées par les individus n'appartenant pas au groupe  $g$ . Bien qu'il s'agisse de proportions au sein des formations, les moyennes ne sont pas calculées entre les différentes formations, mais pour les différents individus de ces formations. L'indice correspond ensuite à l'écart, en points de pourcentage, entre ces deux moyennes.

Notons enfin que l'indice d'exposition normalisé peut également s'interpréter comme la part de la variance (le  $R^2$ ) de la variable d'appartenance au groupe  $g$  qui s'explique par la répartition des individus entre les différentes unités<sup>8</sup>.

**Un indice binaire.** Dans sa version originelle, l'indice d'exposition normalisé permet d'étudier la ségrégation selon une dimension binaire uniquement, comme le genre tel que défini par l'administration. Le recours à cet indice nécessite ainsi de considérer une définition binaire de l'origine sociale et du niveau de performance scolaire. Dans la présente étude, l'origine sociale est mesurée en distinguant les néo-bacheliers issus de PCS favorisées ou très favorisées, d'une part, et les néo-bacheliers issus de PCS moyennes et défavorisées, d'autre part. De la même manière, le niveau scolaire des néo-bacheliers est apprécié en fonction de leur obtention ou non d'une mention bien ou très bien au baccalauréat. Ces transformations induisent nécessairement une perte d'information, qui pourrait ne pas être neutre concernant la valeur prise par l'indice de ségrégation. Pour répondre à cette difficulté, nous montrons en annexe que les résultats présentés dans l'étude sont robustes à l'utilisation d'autres indicateurs du niveau scolaire et de l'origine sociale, ainsi qu'au calcul d'autres indices de ségrégation couramment utilisés dans la littérature, tels que l'indice de dissimilarité (Duncan et Duncan, 1955) ou l'indice d'entropie multi-groupe normalisé (Theil,

7. Une démonstration de l'égalité entre les deux formules de calcul de l'indice d'exposition normalisé  $P_g$  est proposée en annexe de cette étude.

8. En reprenant les notations des sections précédentes, il y a bien égalité entre l'indice d'exposition normalisé  $P_g$  tel que défini dans l'équation 1 et le  $R^2$  d'une analyse de la variance conduite sur une indicatrice de moyenne  $p_g$  :

$$P_g = \frac{1}{p_g(1-p_g)} \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} (p_{g,k} - p_g)^2 = \frac{N \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} (p_{g,k} - p_g)^2}{N \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (p_{g,i} - p_g)^2} = \frac{\sum_{k=1}^K N_k (p_{g,k} - p_g)^2}{\sum_{i=1}^N (p_{g,i} - p_g)^2} \equiv R^2$$

1972).

**Propriétés.** Outre sa relative simplicité d'interprétation, l'indice d'exposition normalisé présente des propriétés intéressantes pour cette étude. Comme d'autres indices de ségrégation, il vérifie la propriété dite de « *school division* », qui garantit que la valeur de l'indice ne puisse qu'augmenter lorsqu'une unité est subdivisée en plusieurs sous-unités. Cet indice présente par ailleurs l'avantage d'être additivement décomposable, c'est-à-dire qu'il peut être calculé en considérant des subdivisions successives de la population considérée, de manière à mesurer la part de la ségrégation qui provient de chaque subdivision. En tirant profit de cette propriété, Ly et al. (2016) décomposent la ségrégation observée au lycée comme la somme de deux termes qui correspondent respectivement à la ségrégation entre lycées et à la ségrégation entre les classes d'un même lycée. Dans la présente étude, la propriété de décomposabilité additive est exploitée pour mesurer la contribution de différents sous-ensembles de formations à la ségrégation globale à l'entrée dans l'enseignement supérieur : ségrégation entre types de formations, entre filières d'un même type ou encore entre établissements proposant une même filière.

À la différence de certains indices de ségrégation comme l'indice d'Atkinson (Atkinson, 1970), l'indice d'exposition normalisé est « sensible à la composition », ce qui signifie que sa valeur dépend de la part des individus du groupe considéré dans la population. Cette propriété impose une certaine prudence lorsque l'on compare la valeur prise par l'indice pour des groupes dont la part dans la population n'est pas la même, ni entre les différentes dimensions de la ségrégation (selon le genre, l'origine sociale, etc.). Pour tenir compte de cette limite, les comparaisons proposées dans l'étude se limitent aux valeurs prises par un même indice au cours du temps, mais pas aux valeurs prises pour différentes dimensions de ségrégation. Les comparaisons temporelles ne posent pas de difficulté particulière d'interprétation dans la mesure où la part de chaque groupe dans la population n'a que peu varié au cours de la période étudiée (tableau 1).

### **3 La ségrégation des formations au terme de la session 2017 d'APB**

#### **3.1 Niveaux de ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur**

Le calcul de l'indice d'exposition normalisé selon la mention au baccalauréat, l'origine sociale et le genre des admis confirme que les étudiants ne se répartissent pas de manière homogène entre les différentes formations à l'entrée dans l'enseignement supérieur (tableau 2).

Parmi les néo-bacheliers admis dans l'une des formations présentes sur la plateforme APB en 2017, 29 % ont obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat. Cependant, un étudiant titulaire d'une mention bien ou très bien était admis dans une formation accueillant en moyenne 50 % de titulaires d'une telle mention. À l'inverse, un bachelier avec une mention assez bien ou passable était admis dans une formation comptant en moyenne 21 % d'étudiants titulaires d'une mention bien ou très bien. L'écart de 29 points entre ces deux proportions correspond à la valeur de l'indice d'exposition normalisé.

La ségrégation entre les formations d'enseignement supérieur était également marquée selon l'origine sociale des étudiants. En 2017, 46 % des néo-bacheliers admis étaient d'origine sociale favorisée ou très favorisée, mais ils intégraient des formations où il y avait en moyenne 52 % d'étudiants de cette origine sociale, contre seulement 40 % dans les formations d'admission des étudiants d'origine sociale moyenne ou défavorisée, soit un écart de 12 points.

Enfin, en 2017, les femmes représentaient 53 % des admis, mais elles intégraient des formations où leur part (66 %) était supérieure de 27 points à celle observée dans les formations d'admission des hommes (39 %).

### **3.2 Influence des vœux et du classement des candidats par les formations sur les niveaux de ségrégation**

**Ségrégation dans le supérieur : vœux et classements.** La ségrégation des formations d'enseignement supérieur dépend à la fois de la différenciation des vœux de pré-inscription des candidats selon leur niveau scolaire, leur origine sociale et leur genre, et des classements opérés par les formations. Ces classements déterminent l'ordre des propositions d'admission faites aux candidats lorsqu'une formation ne peut accueillir tous les candidats qui souhaitent s'y inscrire. Ils peuvent favoriser ou non certaines caractéristiques scolaires ou socio-démographiques et par conséquent modifier le niveau de ségrégation entre les admis par rapport à celui qui prévaut entre les candidats. Par exemple, une formation qui donne priorité aux candidats les plus performants tend à accentuer la ségrégation selon le niveau scolaire des admis, par rapport à un classement aléatoire.

Dans APB, les formations sélectives avaient toute latitude pour classer les candidats selon leurs propres critères, en tenant compte notamment des éléments du dossier scolaire (contrôle continu, notes aux épreuves anticipées du baccalauréat, appréciations). Elles pouvaient par ailleurs choisir de classer qu'une partie de leurs candidats, et de refuser les autres candidats de manière définitive dès cette étape. En revanche, les formations non sélectives n'avaient pas la maîtrise de leurs classements. Ces derniers étaient établis de manière automatisée pour tous les candidats en fonction de critères de priorité prédéterminés (académie ou secteur, rang absolu et relatif du vœu, statut de néo-bachelier, etc.) qui

**TABEAU 2 – Ségrégation des formations d’enseignement supérieur selon la mention au baccalauréat, l’origine sociale et le genre en 2017 (APB)**

		Formation d’admission (1)	Premier vœu (2)
<b>Mention au baccalauréat</b>			
Proportion de néo-bacheliers ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat (en %)		29	29
Part moyenne de néo-bacheliers avec mention B/TB dans la formation d’un néo-bachelier avec mention B/TB (en %)	[a]	50	46
Part moyenne de néo-bacheliers avec mention B/TB dans la formation d’un néo-bachelier sans mention B/TB (en %)	[b]	21	22
Indice de ségrégation	[a] – [b]	29	24
<b>Origine sociale</b>			
Proportion de néo-bacheliers d’origine sociale favorisée ou très favorisée (en %)		46	46
Part moyenne de néo-bacheliers d’origine sociale favorisée ou très favorisée dans la formation d’un néo-bachelier d’origine sociale favorisée ou très favorisée (en %)	[a]	52	53
Part moyenne de néo-bacheliers d’origine sociale favorisée ou très favorisée dans la formation d’un néo-bachelier d’origine sociale moyenne ou défavorisée (en %)	[b]	40	40
Indice de ségrégation	[a] – [b]	12	13
<b>Genre</b>			
Proportion de femmes (en %)		53	53
Part moyenne de femmes dans la formation d’une femme (en %)	[a]	66	66
Part moyenne de femmes dans la formation d’un homme (en %)	[b]	39	38
Indice de ségrégation	[a] – [b]	27	28

*Lecture* : en 2017, 53 % des néo-bacheliers admis à l’issue de la procédure APB 2017 étaient des femmes. Ces dernières étaient admises dans des formations qui accueillait en moyenne 66 % de femmes alors que les hommes étaient admis dans des formations accueillant en moyenne 39 % de femmes ; le niveau de ségrégation correspondant, mesuré à l’aide de l’indice d’exposition normalisé, est donc égal à 27 (66 – 39).

*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d’enseignement supérieur (hors apprentissage) à l’issue de la procédure APB 2017.

*Source* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017. Calculs des auteurs.

ne faisaient pas intervenir les résultats scolaires. En cas d'*ex æquo*, les candidats étaient départagés par tirage au sort (Bechichi et Thebault, 2021).

**Une ségrégation principalement déterminée par les vœux des candidats.** Pour distinguer l'influence des vœux des candidats de celle des classements opérés par les formations, un niveau de ségrégation intermédiaire est mesuré, correspondant à celui qui prévaudrait si tous les néo-bacheliers étaient admis dans la formation qu'ils ont classée en premier vœu (tableau 2, colonne 2). L'effet des classements est ainsi neutralisé.

Cet exercice montre que la ségrégation à l'entrée dans le supérieur est beaucoup plus fortement déterminée par les vœux des candidats que par la manière dont ils sont classés par les formations<sup>9</sup>. En 2017, si tous les néo-bacheliers avaient été admis dans la formation placée en tête de leurs vœux dans APB, l'indice de ségrégation selon le niveau scolaire aurait été égal à 24, soit 83 % de la valeur de cet indice au terme de la procédure d'admission (29). La différenciation des vœux en fonction du niveau scolaire des candidats est en effet très marquée : par exemple, 73 % des néo-bacheliers demandant une CPGE en premier vœu ont obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat, alors que les candidats qui ont placé un BTS en tête de leurs vœux ne sont que 14 % dans ce cas. Cette ségrégation scolaire induite par les vœux est légèrement accentuée par les classements opérés par les formations sélectives, soit près de la moitié des formations présentes sur la plateforme APB : en classant les candidats en fonction de leurs résultats scolaires, elles contribuent mécaniquement à renforcer la ségrégation selon cette dimension.

La ségrégation des formations selon l'origine sociale et le genre est plus fortement encore déterminée par les vœux des candidats : s'agissant de ces deux dimensions, l'indice de ségrégation est presque identique selon que l'on considère la formation d'admission ou le premier vœu. Le classement des candidats par les formations ne contribue donc que faiblement à l'inégale représentation des étudiants selon leur genre ou leur origine sociale au sein de celles-ci. La différenciation des choix d'orientation selon l'origine sociale ne s'explique qu'en partie par des différences de performances scolaires entre élèves favorisés et défavorisés (Givord, 2020). Elle renvoie à plusieurs mécanismes : accès inégal à l'information sur les formations (Van Zanten, 2015), barrières financières et géographiques dans l'accès aux études supérieures (Fack et Grenet, 2015) mais également phénomènes d'autocensure et de conformité sociale par rapport aux pairs (Guyon et Huillery, 2014). De même, la vision stéréotypée des rôles masculins et féminins qui est transmise par l'environnement familial et scolaire participe à une forte différenciation des choix d'orientation des élèves en fonction

---

9. Cependant, dans APB, la très forte différenciation des vœux de pré-inscription des candidats en fonction de leur niveau scolaire n'était pas nécessairement indépendante des classements opérés par les formations. En effet, l'algorithme utilisé par APB pouvait inciter certains candidats à ne pas mettre dans leur liste de vœux des formations qu'ils auraient souhaitées mais où ils jugeaient leurs chances d'admission trop faibles. Dans Parcoursup, les vœux ne sont plus hiérarchisés.

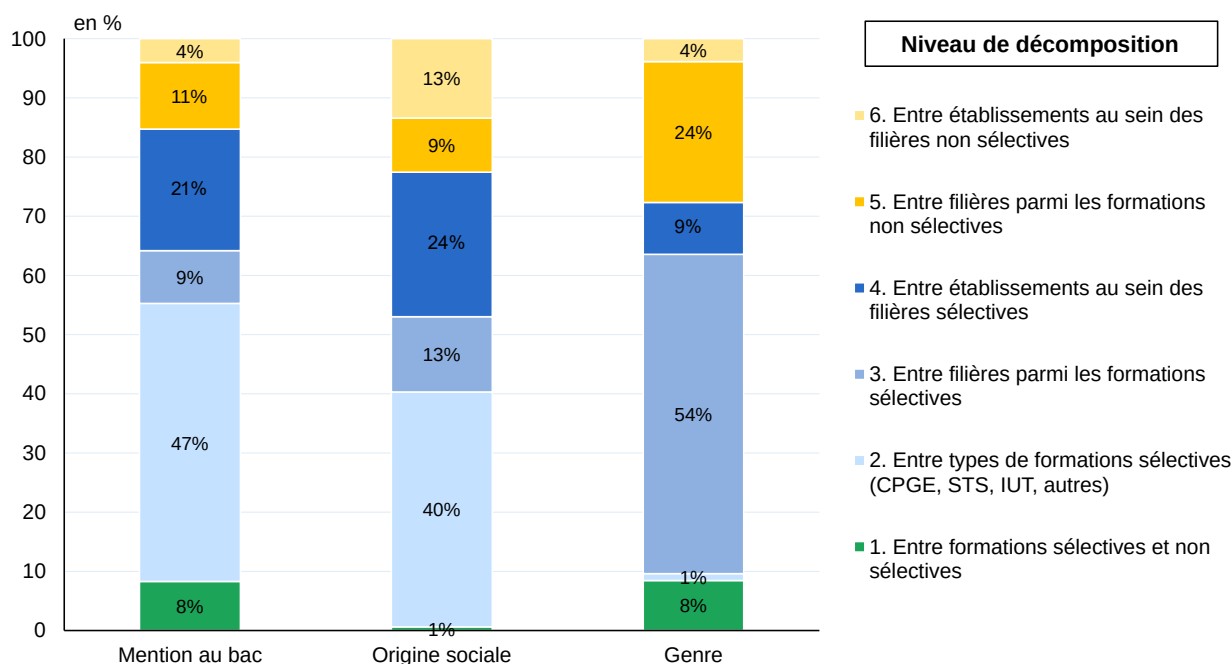
de leur genre, particulièrement dans les filières scientifiques et techniques (Breda et al., 2020).

### 3.3 Décomposition de l'indice

À l'entrée dans le supérieur, les phénomènes de ségrégation s'opèrent à différents niveaux : les étudiants se répartissent d'abord entre les formations sélectives et non sélectives, puis entre les différents types de formations sélectives (CPGE, IUT, STS, autres) ; ils se répartissent ensuite entre les différentes filières d'études au sein d'un type de formation donné (par exemple, parmi les formations non sélectives, entre les licences de droit, de psychologie, etc.) ; puis entre les établissements proposant une même filière d'études (par exemple, entre les différentes universités qui proposent des licences de droit).

La propriété de décomposabilité additive de l'indice d'exposition normalisé permet de calculer la contribution de ces différents niveaux à la ségrégation globale des formations d'enseignement supérieur (figure 3).

**FIGURE 3** – Décomposition des indices de ségrégation par type de formation, filière et établissement en 2017 (APB)



*Lecture* : en 2017, la ségrégation entre formations sélectives et non sélectives selon la mention au baccalauréat contribue pour 8 % à l'indice de ségrégation.

*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue de la procédure APB 2017.

*Source* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017. Calculs des auteurs.

Appliquée aux données de la session 2017 d'APB, la décomposition de l'indice est assez similaire selon le niveau scolaire ou selon l'origine sociale des admis. On note en premier lieu que la distinction entre formations sélectives et non sélectives ne contribue que faiblement à la ségrégation selon le niveau scolaire des admis (8 %) et presque aucunement (1 %) à leur

ségrégation sociale. En effet, les formations sélectives sont diversifiées (CPGE, IUT ou STS) et s'adressent à des étudiants de niveaux scolaires variés, si bien que les étudiants admis dans ces formations présentent en moyenne des profils sociaux et scolaires proches de ceux des admis en licence. En revanche, pour cette même raison, la ségrégation scolaire et sociale est très forte entre les différents types de formations sélectives. La répartition inégale des néo-bacheliers entre CPGE, IUT, STS et autres formations sélectives explique à elle seule 47 % de la ségrégation selon le niveau scolaire, mesurée par l'obtention d'une mention au baccalauréat, et 40 % de la ségrégation selon l'origine sociale. Par ailleurs, 20 % de la ségrégation scolaire et 22 % de la ségrégation sociale proviennent de la répartition entre filières au sein de chaque type de formation, sélective ou non. Enfin, une part importante de la ségrégation scolaire (25 %) et plus encore de la ségrégation sociale (37 %) provient de la répartition des étudiants entre les établissements qui proposent une même filière. Cette dernière composante est particulièrement importante concernant l'origine sociale des admis, liée aussi à la ségrégation résidentielle : selon leur localisation, deux formations de même type ne recrutent pas des étudiants ayant le même profil social, en raison du caractère plus ou moins favorisé de leur bassin de recrutement (Frouillou, 2017).

La ségrégation selon le genre s'opère à d'autres niveaux : 78 % provient de la répartition différenciée des femmes et des hommes entre filières d'études au sein des quatre types de formation sélectives (54 %) et au sein des licences universitaires (24 %). La ségrégation de genre résulte essentiellement de la forte sous-représentation des femmes dans les filières scientifiques et techniques, sélectives ou non, et de leur surreprésentation dans les filières littéraires, sociales et du secteur de la santé. Par contraste, la répartition des étudiantes et des étudiants entre les établissements d'une même filière d'études est moins différenciée que selon le niveau scolaire ou l'origine sociale (13 % de la ségrégation totale selon le genre).

## **4 Impact du passage à Parcoursup sur la ségrégation à l'entrée du supérieur**

### **4.1 Parcoursup : des changements importants dans les modalités de pré-inscription dans le supérieur**

Se substituant à la plateforme APB à partir de 2018, la plateforme Parcoursup a introduit plusieurs changements qui sont susceptibles d'avoir eu des effets de premier ordre sur l'orientation des bacheliers et sur le recrutement des formations d'enseignement supérieur.



**Non-hiérarchisation des vœux.** Dans APB, les candidats devaient classer leurs vœux<sup>10</sup> par ordre de préférence. Les affectations étaient prononcées au terme de trois phases d'admission. À l'issue de chaque phase, une affectation provisoire était obtenue en tenant compte (i) des vœux des candidats, (ii) de leurs classements par les formations et (iii) des capacités d'accueil transmises par ces dernières à la plateforme. Dans Parcoursup, les vœux de pré-inscription ne sont plus hiérarchisés : il est seulement demandé aux candidats de sélectionner un ensemble de formations auxquelles ils souhaitent postuler, sans indiquer d'ordre de préférence. Les propositions d'admission sont faites « au fil de l'eau », en suivant un ordre d'appel calculé par la plateforme à partir des classements pédagogiques transmis par les formations et de différents types de quotas. Chaque candidat dispose d'un délai pour accepter ou refuser, l'acceptation d'une proposition ne faisant pas obstacle à la possibilité d'y renoncer ultérieurement en faveur d'une autre. Cette nouveauté, qui répondait au double objectif de limiter les comportements stratégiques et de favoriser une expression plus libre des préférences, pourrait avoir modifié les choix exprimés via la plateforme et, par conséquent, les caractéristiques des admis dans les différentes filières du supérieur.

**Classement des candidats en licence.** Un second changement majeur concerne les règles de classement des candidats par les formations non sélectives. Depuis la mise en place de Parcoursup, ces formations ont la possibilité de classer les candidats en fonction des notes obtenues au contrôle continu et aux épreuves anticipées du baccalauréat<sup>11</sup>. Du fait de ces changements, Parcoursup pourrait avoir contribué à accroître la ségrégation entre les formations non sélectives en fonction du niveau scolaire des admis, dans la mesure où les formations « en tension » (c'est-à-dire en sous-capacité par rapport aux demandes d'admission) ont désormais la possibilité de sélectionner les candidats ayant les meilleurs résultats scolaires. Les élèves d'origine sociale favorisée étant surreprésentés parmi les lycéens les plus performants<sup>12</sup>, ce mécanisme pourrait aussi avoir renforcé la ségrégation sociale dans les filières non sélectives de l'enseignement supérieur.

**Mise en place de quotas.** Le raisonnement qui précède doit toutefois être nuancé par la mise en place de plusieurs types de quotas dans Parcoursup. Depuis 2018, les formations présentes sur la plateforme sont tenues de respecter un quota minimal d'élèves bénéficiaires d'une bourse nationale de lycée, ce taux plancher étant fixé en fonction de la proportion

---

10. Dans APB, les étudiants pouvaient classer jusqu'à 24 vœux, dont 12 maximum par famille de formations (STS, CPGE, etc.) Dans Parcoursup, les étudiants peuvent classer au maximum 10 vœux dans des familles de formations différentes, mais peuvent classer plusieurs formations au sein d'un même groupe de formation, sans toutefois dépasser une limite de 20 "sous-vœux" au total.

11. En revanche, les modalités de classement des formations sélectives (principalement les CPGE, les STS et les IUT) n'ont pas été modifiées par Parcoursup.

12. Parmi les néo-bacheliers inscrits sur la plateforme Parcoursup en 2018, 35 % des élèves d'origine sociale favorisée ou très favorisée ont obtenu une mention très bien au baccalauréat contre 19 % parmi les élèves d'origine sociale moyenne ou défavorisée.

de boursiers parmi les candidats ayant confirmé un vœu pour la formation considérée. En partant du classement transmis par les commissions d'examen des vœux (appelé « classement pédagogique »), l'algorithme calculant l'ordre d'appel des candidats fait remonter certains boursiers dans le classement, de manière à ce que la proportion de boursiers ne descende jamais en deçà du quota fixé pour la formation. Selon le même principe, des quotas de bacheliers professionnels et technologiques (qui existaient déjà dans APB pour une partie des formations professionnelles courtes) ont été généralisés à l'ensemble des STS et des IUT dans un cadre harmonisé. Enfin, des quotas d'élèves résidents de l'académie ont été instaurés dans les formations non sélectives. Fixés par les recteurs en concertation avec les universités, ils se substituent au principe de priorité absolue des candidats provenant du secteur géographique tel qu'il existait dans APB. Visant à diversifier le recrutement social et géographique des filières les plus demandées, ces différents quotas pourraient avoir contrecarré les effets ségrégatifs des classements opérés par les formations sélectives et non sélectives.

## 4.2 Candidats, classements et admissions

**Caractéristiques des candidats** La mise en place de Parcoursup en 2018 n'a pas modifié notablement les caractéristiques moyennes des néo-bacheliers candidatant aux formations sélectives et non sélectives, qu'il s'agisse de la proportion de femmes, de candidats d'origine sociale favorisée ou très favorisée, ou des candidats ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat (figure 4).

**Candidats les mieux classés.** L'effet cumulé de l'évolution des pratiques de classement des formations et des différents types de quotas peut être mis en évidence en comparant le profil des candidats situés dans la partie « haute » des classements avant et après l'entrée en vigueur de Parcoursup. La partie « haute » correspond aux candidats les mieux classés dans l'ordre d'appel de chaque formation jusqu'à atteindre sa capacité d'accueil – ces candidats étant les premiers à recevoir une proposition d'admission<sup>13</sup>.

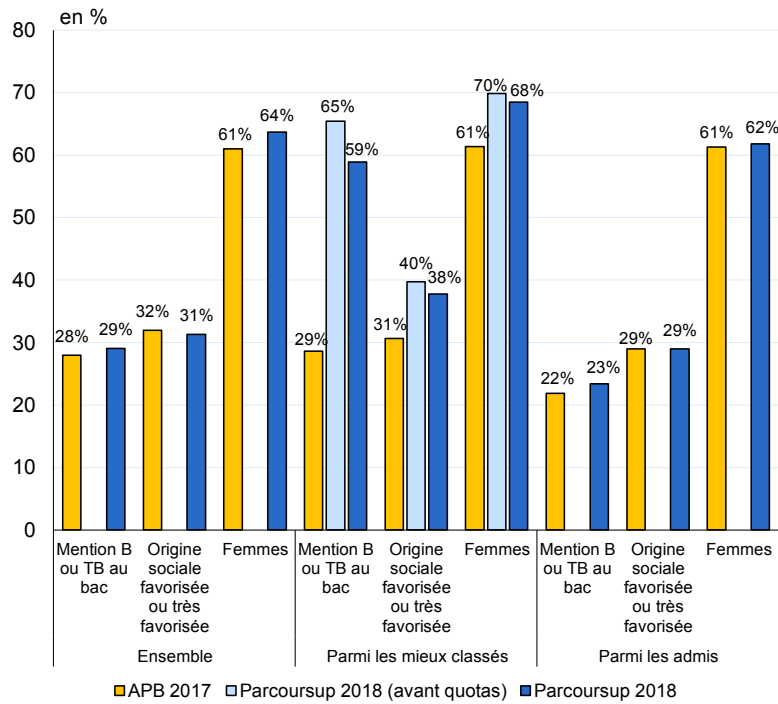
La prise en compte du dossier scolaire dans Parcoursup a considérablement modifié les classements des candidats aux formations non sélectives (panel a) : la part des néo-bacheliers ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat a plus que doublé entre APB 2017 et Parcoursup 2018 parmi les candidats les mieux classés en licence, passant de 29 % à 59 %, et même à 65 % avant l'application des quotas. Les quotas en faveur des étudiants boursiers ou résidant dans le secteur de l'académie ont donc réduit de six points la part des bacheliers avec une mention bien ou très bien dans la partie haute des classements.

---

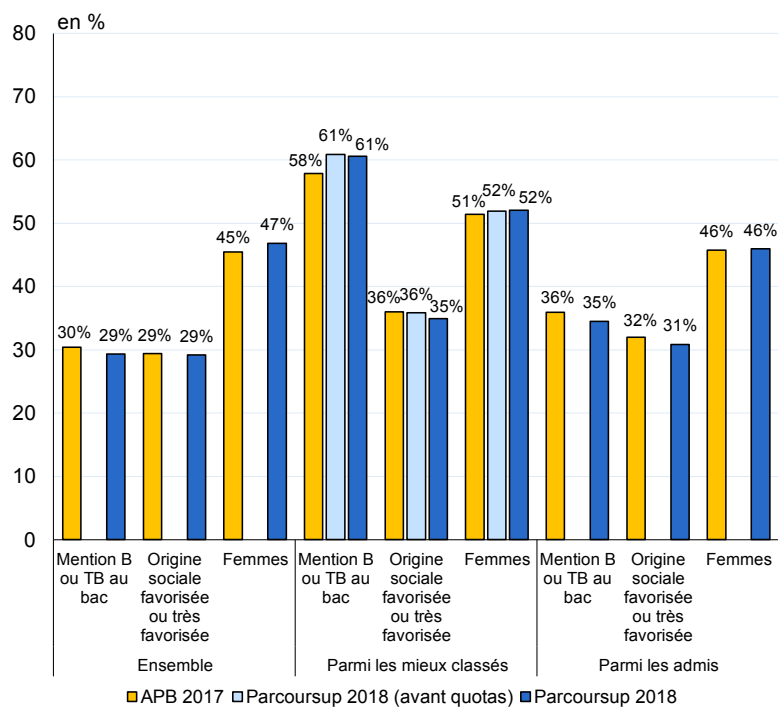
13. Un étudiant peut figurer dans le groupe des candidats les mieux classés pour une, plusieurs ou aucune des formations inscrites dans sa liste de vœux. Ainsi, l'ensemble des candidats les mieux classés n'est pas identique à l'ensemble des candidats admis.

FIGURE 4 – Caractéristiques des candidats et des admis en 2017 (APB) et 2018 (Parcoursup)

(a) Formation non sélectives



(b) Formations sélectives



Note : les candidats les mieux classés sont ceux dont le rang dans le classement d'une formation est inférieur ou égal à la capacité d'accueil de la formation, ces candidats étant les premiers à recevoir une proposition d'admission. Dans Parcoursup 2018, les candidats les mieux classés avant application des quotas sont identifiés en considérant le classement pédagogique transmis par les formations plutôt que l'ordre d'appel, qui est généré automatiquement par la plateforme pour faire respecter les quotas.

Lecture : en 2017, dernière année d'Admission Post-Bac (APB), 30 % des candidats les mieux classés dans les formations non sélectives ont obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat.

Champ : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2017 et Parcoursup 2018.

Sources : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018. Calculs des auteurs.

Dans les licences non sélectives, la part de néo-bacheliers d'origine sociale favorisée ou très favorisée parmi les candidats les mieux classés a augmenté de sept points entre 2017 et 2018 (passant de 31 % à 38 %), tout comme celle des femmes (de 61 % à 68 %). Ces deux progressions sont vraisemblablement la conséquence de la prise en compte du dossier scolaire des candidats par les formations non sélectives, les performances scolaires des élèves d'origine sociale favorisée ou très favorisée et des femmes étant en moyenne meilleures que celles des élèves socialement moins favorisés et des hommes. Elles sont de même ampleur avant et après application des quotas. Les quotas de boursiers ne semblent donc pas avoir compensé l'impact négatif de la prise en compte des notes sur le classement des élèves d'origine sociale moyenne ou défavorisée.

Contrairement aux candidats des formations non sélectives, le profil des mieux classés par les formations sélectives a peu changé entre 2017 et 2018 (panel b). La diminution modeste (-1 point) de la proportion de néo-bacheliers d'origine sociale favorisée ou très favorisée dans la partie haute des classements des formations sélectives semble provenir de la mise en place des quotas de boursiers pour ces formations. En effet, cette diminution ne s'observe pas pour les classements pédagogiques, avant application des quotas.

**Admissions au terme de la procédure.** Malgré les effets spectaculaires de Parcoursup sur les classements des formations non sélectives, les niveaux de ségrégation parmi les admis n'ont que peu varié entre 2017 et 2018 (figure 5). Dans les formations non sélectives, la part des étudiants ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat a légèrement augmenté (en passant de 22,5 % à 23,0 % entre 2017 et 2018)<sup>14</sup>. Cette progression d'ampleur modeste n'a pas toutefois eu de conséquence détectable sur la ségrégation scolaire mesurée à l'échelle de l'ensemble des formations d'enseignement supérieur, qui est restée en 2018 et 2019 à un niveau proche de celui constaté au cours de la période antérieure.

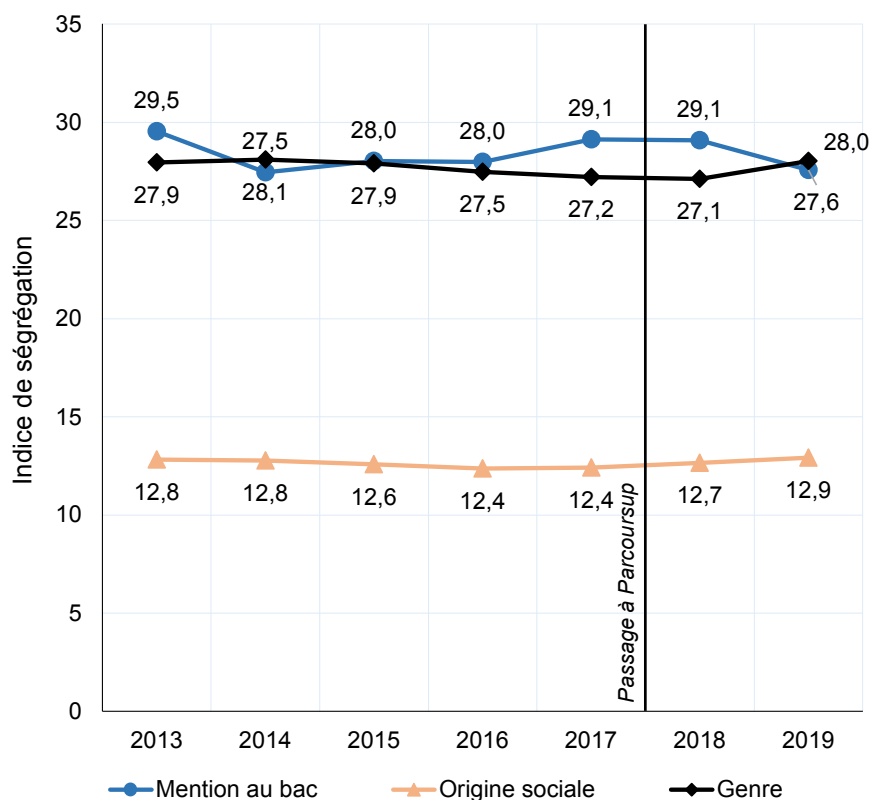
Les caractéristiques socio-démographiques des admis n'ont pas davantage varié, aussi bien dans les formations sélectives que non-sélectives. L'évolution des indices de ségrégation selon l'origine sociale et le genre le confirme : ces indices sont restés très stables tout au long de la période 2013-2019.

Malgré les bouleversements introduits par Parcoursup, la relative stabilité des niveaux de ségrégation dans les formations d'enseignement supérieur laisse penser que le rôle joué par la différenciation des choix d'orientation des étudiants en fonction de leur profil scolaire et socio-démographique reste majeur. Bien que les modalités d'expression des préférences des candidats aient changé entre 2017 et 2018, Parcoursup ne semble pas avoir entraîné de diminution de la ségrégation « latente » induite par les vœux.

---

14. Cette évolution a également été documentée pour les néo-bacheliers s'inscrivant en licence à la rentrée suivante (Rateau et al., 2020)

FIGURE 5 – Évolution de la ségrégation des formations d'enseignement supérieur de 2013 à 2019



Lecture : en 2018, première année de Parcoursup, l'indice de ségrégation selon l'origine sociale des formations d'enseignement supérieur s'élève à 12,7, ce qui signifie qu'un néo-bachelier d'origine sociale favorisée ou très favorisée supérieure de 12,7 points à la part moyenne de ces étudiants dans la formation d'admission d'un néo-bachelier d'origine sociale moyenne ou défavorisée.

Champ : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

Sources : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

### 4.3 Dans les licences en tension, une nette amélioration du niveau scolaire moyen des admis

La ségrégation des formations d'enseignement supérieur en fonction de la mention au baccalauréat des admis est restée stable entre 2017, avec APB, et 2018-2019, avec Parcoursup, alors même que le classement des candidats par les formations non sélectives a profondément évolué. En effet, malgré un nombre de candidatures largement supérieur à leur capacité d'accueil, la plupart des licences sont *de facto* non sélectives (Cour des Comptes, 2020), au sens où elles accueillent la quasi-totalité des candidats qui souhaitent s'y inscrire, une fois que les admis les mieux classés sont répartis dans les formations de leur choix. Ce phénomène est manifeste lorsque l'on calcule le taux de pression qui s'exerce sur les différentes formations, c'est-à-dire le rapport entre le nombre de candidats non admis (obtenu par différence entre le nombre de candidats et le rang du dernier admis) et le nombre total de candidats. Dans 84 % des formations non sélectives, ce taux de pression ne dépasse pas 5 % à l'issue de la session 2018 de Parcoursup, c'est-à-dire qu'au

terme de la procédure, moins de 5 % des candidats n'ont pas reçu de réponse positive dans ces formations en raison d'un classement trop bas (figure 6). À l'inverse, seules 6 % des formations sélectives ont un taux de pression inférieur à 5 %.

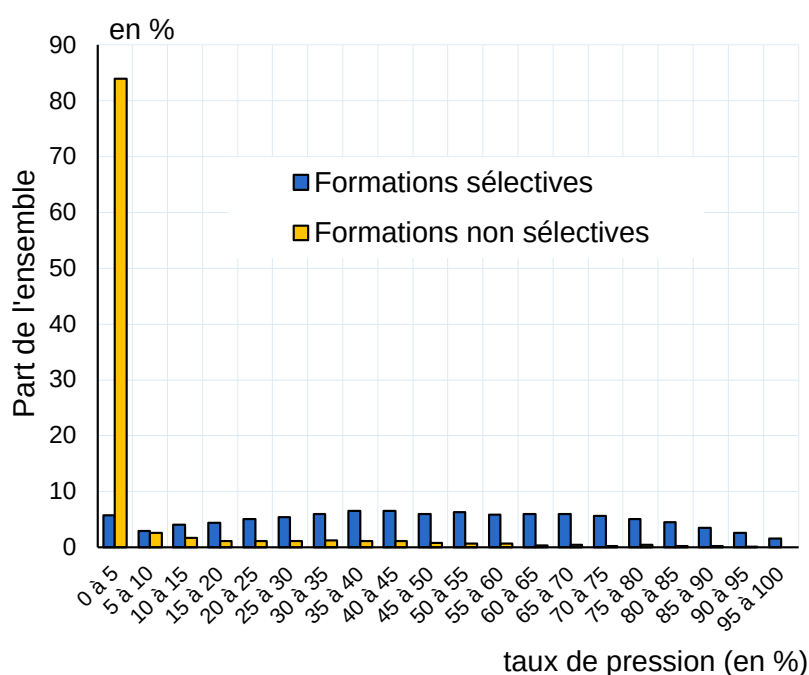
Les nouvelles pratiques de classement de Parcoursup peuvent avoir uniquement modifié le recrutement des formations non sélectives qui refusent *in fine* des candidats. Effectivement, dans ces formations « en tension » (majoritairement les licences de droit, de psychologie et de STAPS<sup>15</sup>), le profil scolaire des admis a le plus évolué entre 2017 et 2018 (figure 7). Alors que la proportion de titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat a augmenté de 0,3 point (passant de 22,0 % à 22,3 %) entre 2017 et 2018 dans les formations non sélectives présentant un taux de pression inférieur à 5 %, elle a augmenté de 7,5 points (passant de 17,5 % à 25,0 %) dans celles présentant un taux de pression supérieur à 5 %.

Comme la proportion d'étudiants avec une mention bien ou très bien au baccalauréat s'est accrue dans les formations non sélectives, la composante de la ségrégation expliquée par la répartition des étudiants entre les formations sélectives et non sélectives a diminué légèrement avec la mise en place de Parcoursup : de 8 % en 2017, elle est passée à 5 % en 2018 et 2019 (figure 8). Cette diminution a toutefois été entièrement compensée par l'augmentation de la part de la ségrégation provenant de la répartition entre établissements au sein des filières non sélectives, qui est passée de 4 % en 2017 à 7 % en 2018. Ces évolutions suggèrent que l'amélioration du niveau scolaire moyen des admis en licence n'a pas concerné de façon homogène l'ensemble des formations non sélectives, mais uniquement les plus demandées. En 2019, cette composante a augmenté de nouveau en passant à 11 %, signe que l'hétérogénéité du recrutement scolaire des formations non sélectives s'est accentuée entre la première et la deuxième année de Parcoursup. Toutefois, ce dernier résultat doit être pris avec précaution dans la mesure où la structure de l'offre de formation sur la plateforme a changé entre 2018 et 2019. En 2019, par exemple, la part de la ségrégation selon le niveau scolaire expliquée par la répartition des étudiants entre les quatre types de formations sélectives (CPGE, STS, IUT, autres) est passée de 47 % à 42 %. Cette diminution est liée, entre autres, à la baisse du niveau scolaire moyen des admis dans la catégorie des « autres formations sélectives » à la suite de l'intégration dans Parcoursup 2019 des formations paramédicales et sociales.

---

15. Sciences et techniques appliquées aux activités physiques et sportives.

**FIGURE 6 – Taux de pression des formations à l'issue de la procédure Parcoursup 2018**



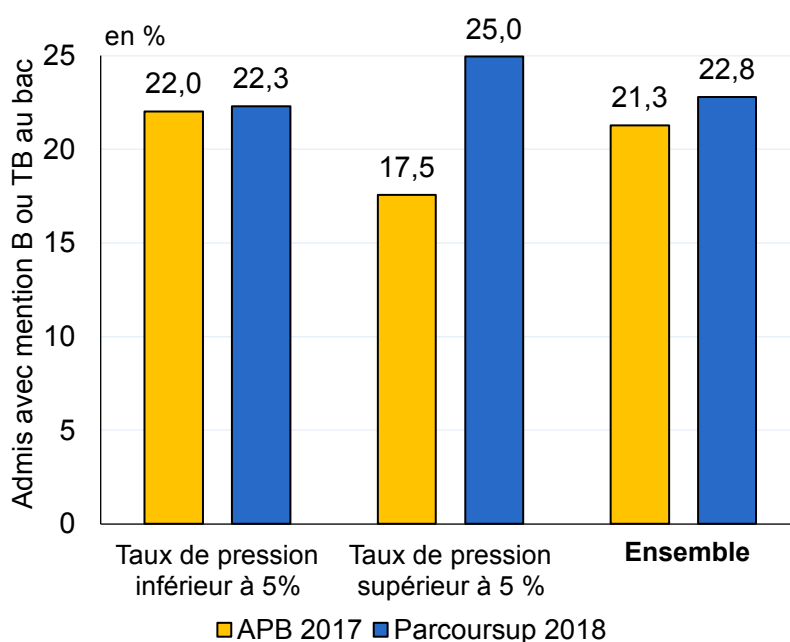
*Note* : le taux de pression est calculé par la formule  $100 \times (\text{nombre de candidats} - \text{rang du dernier admis}) / \text{nombre de candidats}$ . Il vaut 0 lorsque le dernier candidat admis était classé dernier par la formation. Il est d'autant plus proche de 100 que le dernier candidat admis est en tête du classement effectué par la formation.

*Lecture* : à l'issue de la session 2018 de Parcoursup, 84 % des formations non sélectives présentaient un taux de pression inférieur à 5 %, ce qui signifie que ces formations ont refusé moins de 5 % de l'ensemble de leur candidats. Seules 6 % des formations sélectives présentaient un taux de pression inférieur à 5 %.

*Champ* : ensemble des formations présentes dans Parcoursup 2018.

*Source* : Mesri-Sies, données Parcoursup 2018. Calculs des auteurs.

**FIGURE 7 – Part des admis avec mention bien ou très bien au baccalauréat dans les formations non sélectives, en fonction du taux de pression de la formation**

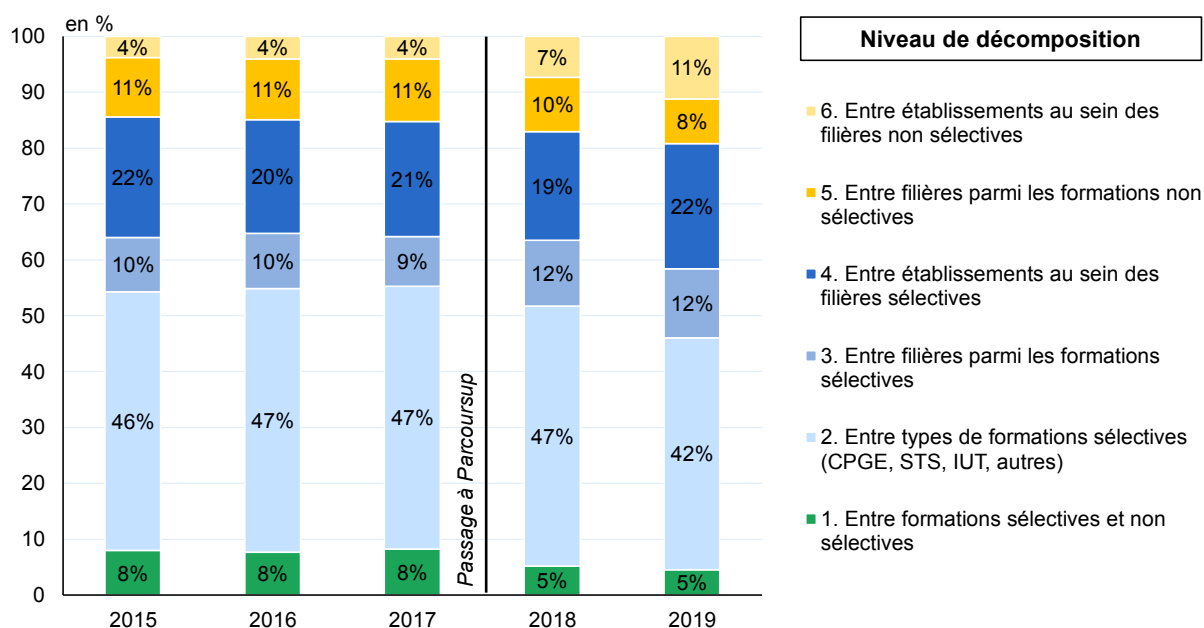


*Lecture* : dans les formations non sélectives présentant un taux de pression supérieur à 5 % au terme de Parcoursup 2018, la part des néo-bacheliers admis avec une mention bien ou très bien au baccalauréat est passée de 17,5 % à 25,0 % entre APB 2017 et Parcoursup 2018.

*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur non sélective (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2017 et Parcoursup 2018. Formations présentes lors des deux sessions 2017 et 2018.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018. Calculs des auteurs.

**FIGURE 8 – Décomposition de l'indice de ségrégation des formations selon la mention obtenue par les admis au au baccalauréat, 2015-2019**



*Lecture* : en 2017, la ségrégation entre formations sélectives et non sélectives selon la mention au baccalauréat contribue pour 8 % à l'indice de ségrégation. En 2018, à l'issue de la première session de Parcoursup, cette composante n'y contribue que pour 5 %.

*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

## 5 Parcoursup : des effets plus marqués en Île-de-France

La stabilité du niveau global de ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur au cours de la période 2015-2019 masque des réalités parfois différentes selon le territoire universitaire étudié, comme l'illustre le cas particulier de l'Île-de-France.

La région francilienne accueille plus du quart de la population étudiante en France (MENESR, 2020b). C'est également un territoire marqué par une forte ségrégation urbaine et sociale, qui recoupe une ségrégation importante en milieu scolaire, aussi bien dans l'enseignement secondaire que dans le supérieur<sup>16</sup>. L'Île-de-France se caractérise également par de forts déséquilibres en matière d'offre de formation supérieure : alors que les néo-bacheliers parisiens ne représentent que 18 % des néo-bacheliers franciliens, l'académie de Paris concentre 56 % des places proposées par les formations situées en Île-de-France. Surtout, l'Île-de-France est la région qui accueille la plus de formations non sélectives en tension.

Pour tenter de lever les freins à la mobilité étudiante au sein de la région francilienne,

16. Parmi les admis en première année d'enseignement supérieur dans l'académie de Créteil, 38 % étaient issus de PCS très favorisées ou favorisées, contre 58 % et 50 % respectivement dans les académies de Paris et de Versailles.



une réforme importante fut adoptée pour la deuxième session de Parcoursup : à partir de 2019, le secteur de toutes les formations non-sélective situées en Île-de-France a été régionalisé, de manière à élargir le recrutement géographique des licences à l'ensemble des néo-bacheliers franciliens. Les autres règles de la plateforme Parcoursup n'ayant pas connu d'évolutions majeures entre 2018 et 2019, ce relâchement des quotas de secteurs en Île-de-France offre l'opportunité d'étudier de manière isolée l'influence des priorités géographiques entre les trois académies de la région sur les admissions universitaires, et la ségrégation des formations du supérieur.

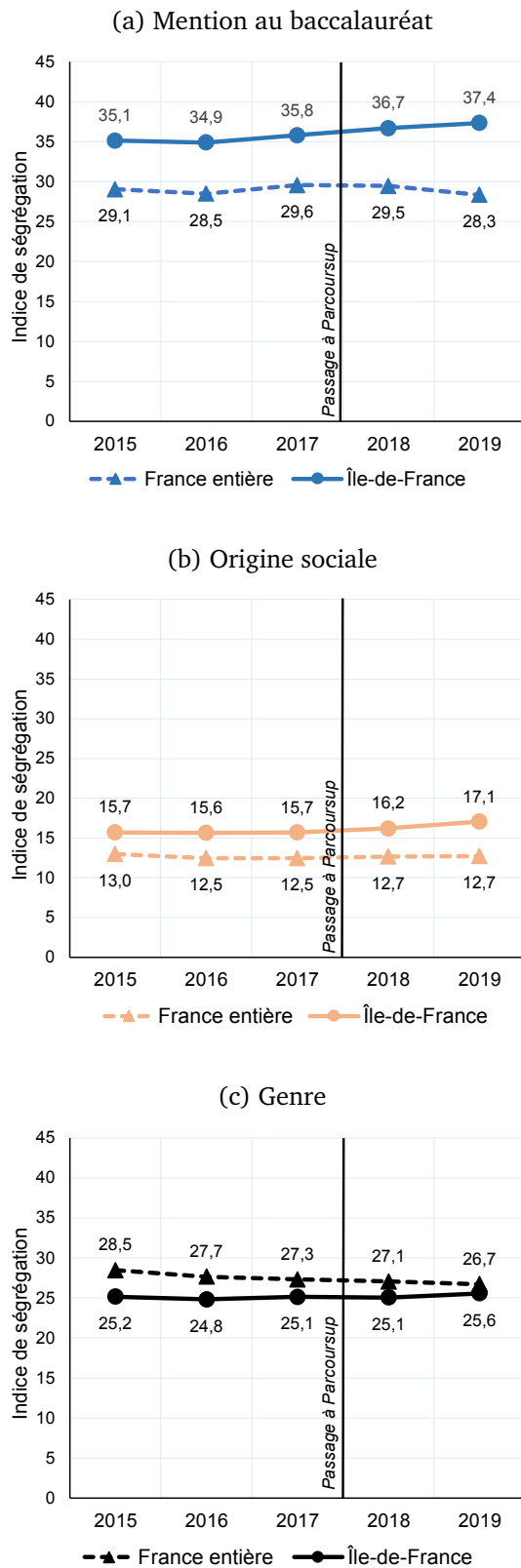
## 5.1 Évolution de la ségrégation des formations franciliennes

**Une analyse à champ constant.** Pour éviter que la mesure de l'évolution de la ségrégation des formations d'Île-de-France ne soit biaisée par l'augmentation du nombre de formations recensées sur les plateformes APB puis Parcoursup, les analyses proposées dans cette partie sont réalisées à champ constant, en se limitant aux formations franciliennes présentes sur ces plateformes tout au long de la période 2015-2019. Sont ainsi exclues du champ d'étude les formations qui ont été créées ou fermées entre 2015 et 2019, ainsi que les formations qui ont rejoint la plateforme après 2015. Cela revient à considérer, en moyenne, 95 % des formations d'Île-de-France chaque année. Cette proportion est plus faible en 2019 (88 %) du fait de l'intégration à la plateforme des formations sanitaires et sociales cette année-là.

**Évolution des indices de ségrégation.** L'évolution des indices de ségrégation selon les trois dimensions considérées (mention au baccalauréat, origine sociale et genre) entre 2015 et 2019 est présentée dans la figure 9, séparément pour la France entière et pour l'Île-de-France (à champ constant). Bien que les évolutions constatées dans la région francilienne soient similaires à celles observées à l'échelle nationale concernant la ségrégation selon l'origine sociale et le genre, une divergence notable apparaît à la suite du passage à Parcoursup pour la ségrégation scolaire : alors que la valeur de l'indice de ségrégation des formations selon la mention au baccalauréat des admis a diminué d'un peu plus d'un point à l'échelle du pays depuis la mise en place de Parcoursup, en passant de 29,6 à 28,3 entre 2017 et 2019, elle a au contraire augmenté de près de deux points en Île-de-France, en passant de 35,8 en 2017 à 37,4 en 2019.

**Île-de-France : une forte concentration des formations en tension.** Du fait de son attractivité en termes d'offre de formation supérieure, l'Île-de-France concentre un nombre particulièrement élevé de licences en tension : alors qu'à l'échelle nationale, 11 % des licences présentaient un taux de pression supérieur à 20 % en 2018, c'était le cas de 24 % des licences situées en Île-de-France (figure 10). On observe cependant des contrastes au

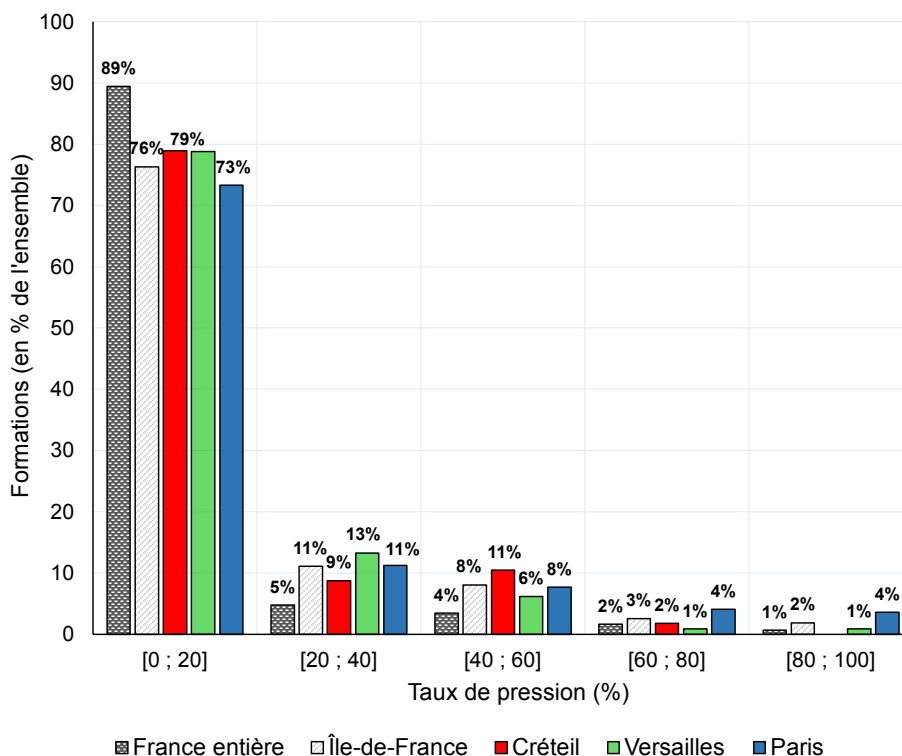
**FIGURE 9 – Évolution comparée de la ségrégation des formations d’enseignement supérieur : France et Île-de-France, 2015-2019 (champ constant)**



*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation à l’issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Le champ est restreint aux formations présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019.  
*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

sein du territoire francilien : 27 % des formations non sélectives situées à Paris ont un taux de pression supérieur à 20 % contre 21 % à Versailles et Créteil, et 8 % ont un taux de pression supérieur à 60 % – ce qui n'est le cas de seulement 2 % de celles des académies de Créteil Versailles.

**FIGURE 10** – Taux de pression des formations non sélectives en France et en Île-de-France, Parcoursup 2018



*Champ* : ensemble des formations non sélectives présentes dans Parcoursup 2018.  
*Source* : Mesri-Sies, données Parcoursup 2018. Calculs des auteurs.

Cette surreprésentation des formations en tension en Île-de-France – et plus particulièrement à Paris – explique l’augmentation de la ségrégation scolaire des formations observée à la suite du passage à Parcoursup. Les licences en tension étant celles dont le recrutement a été le plus fortement affecté par les nouvelles règles de classement des candidats (voir section 4.3), les effets de Parcoursup ont été logiquement plus marqués dans les académies franciliennes que dans le reste du territoire.

**Évolution du profil scolaire des candidats.** La possibilité pour les licences en tension de départager les candidats sur la base de leur dossier scolaire a sensiblement modifié le profil des mieux classés et des admis dans ces formations.

La figure 11 présente l’évolution de la part de candidats ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat dans les formations sélectives et non sélectives entre 2017 et 2019, pour différents ensembles d’académies. On distingue les candidats les mieux classés (courbe en pointillés) et les candidats admis (courbe pleine).

Les graphiques de la partie supérieure de la figure (panels a et b) mettent en évidence la dynamique spécifique des formations non sélectives d'Île-de-France par rapport aux évolutions observées à l'échelle du pays : alors que les proportions d'admis titulaires d'une mention très bien étaient similaires en 2017 (21 % dans les formations non-sélectives franciliennes contre 22 % à l'échelle nationale), cette part a en l'espace de deux ans augmenté de cinq points de pourcentage en Île-de-France pour atteindre 26 % en 2019, alors qu'elle est restée stable au niveau national (23 % en 2019). Cette spécificité francilienne est directement liée à la modification des modalités de classement des candidats par les formations non sélectives. Bien que leurs pratiques se soient globalement alignées sur celles des formations sélectives, ce rapprochement a été plus accentué en Île-de-France : la part des candidats ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat parmi les mieux classés est passée de 29 % en 2017 à 71 % en 2019, soit une augmentation de 42 points de pourcentage, supérieure de six points à celle constatée à l'échelle nationale (taux passé de 28 % à 64 %). Surtout, c'est en Île-de-France que ces nouvelles pratiques de classement ont été les plus à même de modifier le profil des admis, étant donné la très forte concentration des formations non-sélectives en tension sur le territoire francilien.

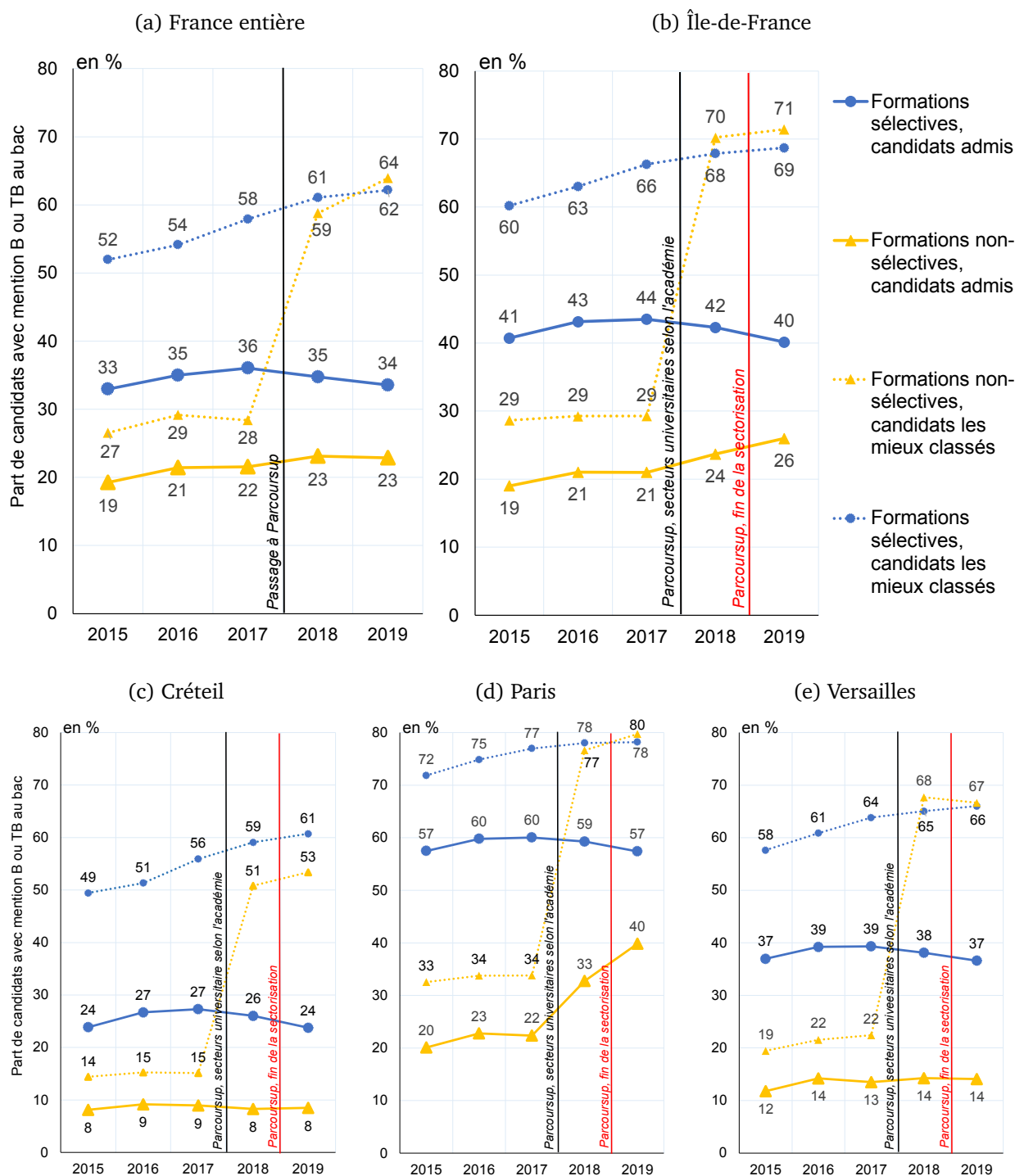
La partie inférieure de la figure 11 montre que cette amélioration très sensible du profil scolaire des admis dans les formations non sélectives d'Île-de-France s'est effectuée au bénéfice exclusif des licences parisiennes : la part des titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat y a presque doublé entre 2017 et 2019, en passant de 22 % à 40 %. En revanche, les proportions correspondantes n'ont guère varié dans les académies de Créteil et de Versailles : entre 2017 et 2019, la part des mention bien ou très bien parmi les admis en licence est passée de 9 % à 8 % à Créteil et de 13 % à 14 % à Versailles.

Le profil scolaire des candidats les mieux classés dans les formations sélectives d'Île-de-France est quant à lui resté relativement stable tout au long de la période. On observe toutefois une diminution notable de la part des admis titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat (d'environ environ cinq points de pourcentage) dans toutes les académies franciliennes. Ces résultats suggèrent que les formations non sélectives parisiennes ont tiré profit du passage à Parcoursup pour attirer des étudiants qui, avant la réforme, faisaient partie du vivier de recrutement des formations sélectives d'Île-de-France.

**Décomposition de l'indice de ségrégation scolaire.** L'évolution du profil scolaire des candidats admis dans les formations non sélectives d'Île-de-France peut être analysée de manière plus fine en décomposant l'indice de ségrégation en fonction de la mention au baccalauréat, selon la même approche que celle mise en œuvre dans la section 3.3.

Les résultats de cette décomposition (figure 12) confirment que la mise en place de Parcoursup, en rapprochant les profils scolaires des admis en licence de celui des admis dans une formation sélective, a eu pour effet de réduire la part de la ségrégation scolaire qui

**FIGURE 11 – Évolution de la proportion de titulaires d’une mention bien ou très bien parmi les candidats les mieux classés et les admis de 2017 à 2019**



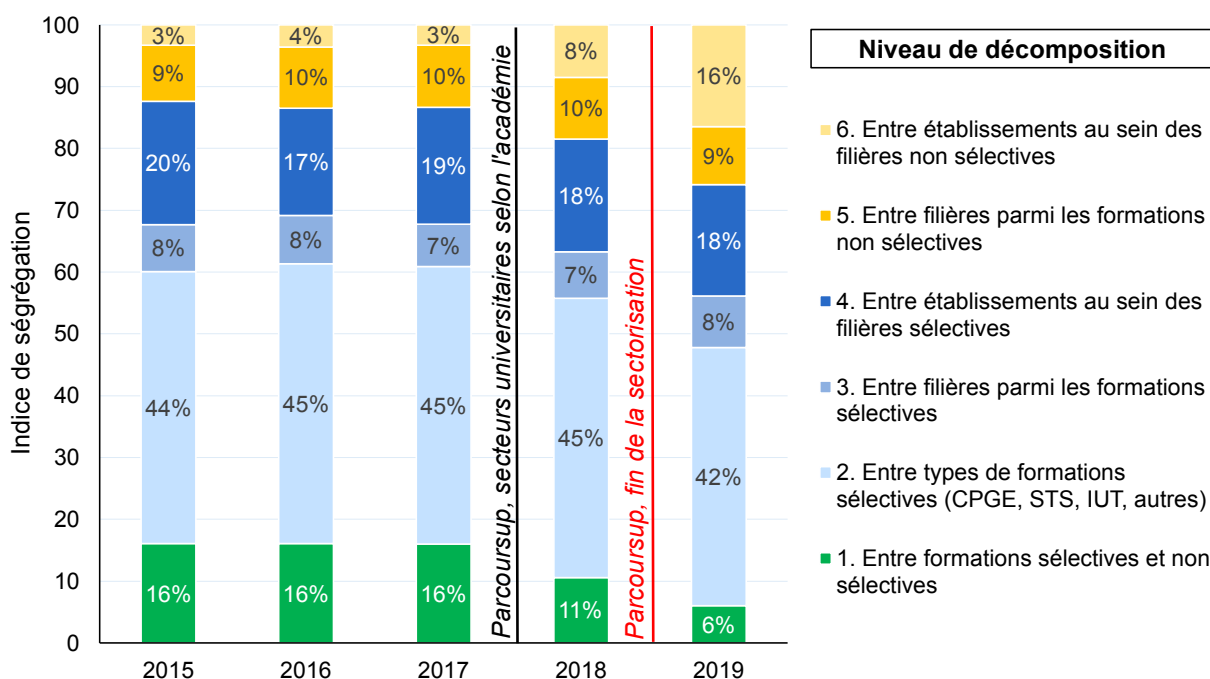
**Lecture :** la part de titulaires d’une mention bien ou très bien au baccalauréat parmi les néo-bacheliers admis dans les formations non sélectives de l’académie de Créteil est passée de 9 % en 2017 à 8 % en 2019. Au cours de la même période, cette part a presque doublé dans les formations non sélectives de Paris, en passant de 22 % à 40 %.

**Champ :** néo-bacheliers admis dans une formation d’enseignement supérieur (hors apprentissage) à l’issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Le champ est restreint aux formations présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019. Les PACES (première année commune des études de santé), d’Île-de-France, dont la gestion est centralisée au niveau régional, ne sont pas intégrées dans les statistiques au niveau de l’académie.

**Sources :** Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

provient de la différence de recrutement scolaire entre ces deux types de formations : entre 2017 et 2018, cette composante de la ségrégation est passée de 16 % à 11 %. Cependant, la diminution de la ségrégation entre formations sélectives et non sélectives a été compensée par l'augmentation de la ségrégation scolaire entre les établissements proposant des filières sélectives (cette composante est passée de 3 % de la ségrégation totale en 2017 à 8 % en 2018), qui traduit une hiérarchisation accrue des universités en fonction du niveau scolaire moyen de leurs étudiants.

**FIGURE 12 – Évolution de la décomposition de l'indice de ségrégation selon la mention obtenue par les admis au baccalauréat, formations d'Île-de-France, 2015-2019**



*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur située en Île-de-France (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Le champ est restreint aux formations présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019.

*Source* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

Ces tendances se sont accentuées en 2019, lors de la deuxième année de Parcoursup : la part de la ségrégation provenant des différences moyennes de profil scolaire des admis dans les formations sélectives par rapport aux formations non sélectives a été presque divisée par deux, en passant de 11 % à 6 % entre 2018 et 2019, tandis que la part provenant de la ségrégation scolaire entre établissements au sein d'une même filière non sélective a doublé, en passant de 8 % à 16 %.

## 5.2 Mobilité géographique en Île-de-France depuis 2018

**La régionalisation des formations non sélectives franciliennes.** L'Île-de-France a vu ses règles de sectorisation modifiées lors de la deuxième session de Parcoursup en 2019, avec la suppression de la priorité automatique qui était jusqu'alors accordée aux étudiants

originaires de chacune des académies de la région (Créteil, Paris, et Versailles) pour l'accès aux formations non sélectives de leur académie. Désormais, tous les étudiants franciliens disposent d'une priorité géographique égale pour l'accès aux formations non sélectives de la région, tout en demeurant collectivement prioritaires par rapport aux candidats originaires des autres académies<sup>17</sup>. Cette réforme dite de « régionalisation » des formations non sélectives d'Île-de-France a été mise en place à la suite des conclusions d'un rapport sénatorial (Lafont et Roux, 2019) qui mettait notamment en avant les difficultés rencontrées par les étudiants issus des académies de Créteil et de Versailles pour l'accès aux licences en tension de la capitale. La régionalisation de l'Île-de-France est intervenue entre les deux premières sessions de Parcoursup. Les autres règles de la plateforme (modalités de candidatures pour les étudiants, et de classement des dossiers pour les formations) n'ayant pas connu de modifications majeures entre ces deux sessions, cette mesure permet d'étudier de façon plus spécifique l'impact des contraintes de secteur sur les admissions universitaires et la ségrégation des formations du supérieur en Île-de-France.

Dans APB, la priorité géographique accordée aux candidats originaires de l'académie pour l'accès aux formations non sélectives était stricte. Lors de la mise en place de Parcoursup en 2018, cette priorité n'a été que partiellement relâchée, à travers l'introduction pour chaque formation non sélective d'un quota maximal d'étudiants originaires d'autres académies, fixé par chaque université en concertation avec le recteur d'académie. Ce changement a eu pour conséquence une légère augmentation de la mobilité inter-académique en Île-de-France (figure 13) : alors qu'en 2017, 92 % des néo-bacheliers franciliens admis dans les licences non sélectives de la capitale étaient originaires de l'académie de Paris, cette proportion est passée à 84 % en 2018. La mobilité étudiante de Créteil vers Paris s'est notamment intensifiée, la part des cristoliens parmi les admis dans les licences parisiennes passant de 22 % en 2017 à 27 % en 2018.

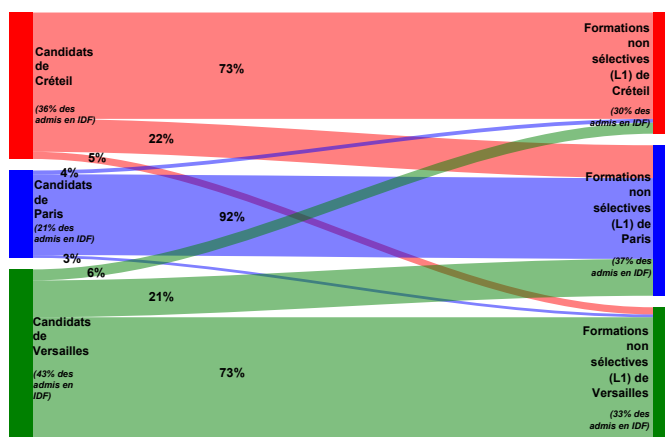
En 2019, la régionalisation des formations non-sélectives d'Île-de-France a amplifié cette dynamique en entraînant une augmentation notable de la mobilité inter-académique dans la région francilienne. Alors qu'en 2017, 73 % des néo-bacheliers de Créteil ou de Versailles admis dans une formation non sélective d'Île-de-France restaient dans leur académie d'origine, cette part est descendue à 57 % en 2019. Dans le même temps, la mobilité des étudiants de Créteil et Versailles vers Paris s'est accentuée : respectivement 32 % et 31 % des étudiants de ces académies ont été admis dans une formation non sélective parisienne en 2019, soit 10 points de plus qu'en 2017. De manière symétrique, les flux d'étudiants originaires de Paris en direction des autres académies franciliennes, qui étaient initialement très faibles, ont fortement progressé au cours de la période : par exemple, la part des étudiants parisiens inscrits dans une licence de l'académie de Créteil est passée de

---

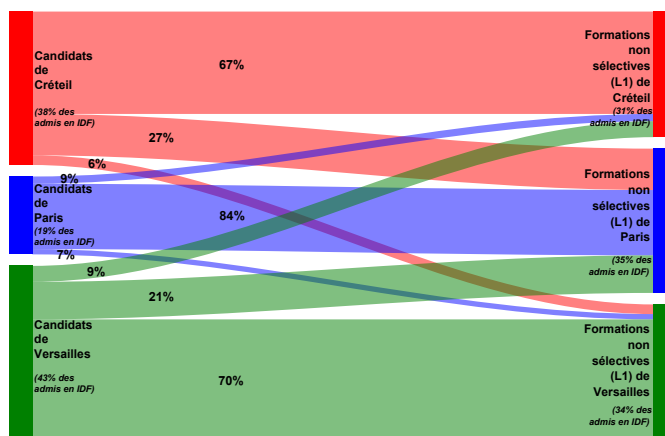
17. Les lycéens d'Île-de-France, qui constituent notre population d'intérêt dans cette sous-partie, représentent la vaste majorité des admis dans les formations non sélectives de la région. De 92 % en 2017, leur part a légèrement diminué depuis l'introduction de Parcoursup en passant à 89 % en 2018 et 88 % en 2019.

FIGURE 13 – Mobilité inter-académique des franciliens admis en première année de licence, 2017 à 2019

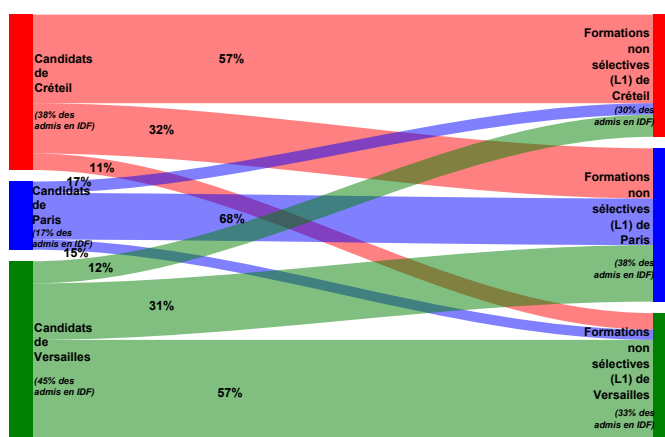
(a) APB 2017



(b) Parcoursup 2018 (secteurs selon l'académie)



(c) Parcoursup 2019 (fin de la sectorisation)



Lecture : à l'issue de la session 2017 d'APB, 22 % des néo-bacheliers de l'académie de Créteil qui ont été admis dans une formation non sélective d'Île-de-France l'ont été à Paris. Au terme de Parcoursup 2019, ils sont 32 % à avoir été admis dans une licence parisienne.

Champ : néo-bacheliers d'Île-de-France admis dans une formation non sélective (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Le champ est restreint aux formations présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019. Les PACES (première année commune des études de santé), d'Île-de-France, dont la gestion est centralisée au niveau régional, ne sont pas intégrées.

Sources : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.



4 % en 2017 à 9 % en 2018, avant d'atteindre 17 % en 2019, soit une multiplication par quatre en deux ans.

**Évolution des candidatures et des conditions d'admission en licence parisienne.** Au regard des règles du système, l'augmentation des flux inter-académiques entre 2017 et 2019, en particulier des étudiants de Créteil et Versailles vers les formations non sélectives de Paris, peut avoir transité par deux canaux qu'il convient de distinguer. D'une part, compte tenu du relâchement progressif des priorités accordées aux étudiants originaires de l'académie de Paris, les licences parisiennes ont pu connaître une hausse de leurs candidatures en provenance d'étudiants originaires des académies de Créteil et Versailles, celle-ci se répercutant sur les admissions. D'autre part, à candidatures inchangées, ces nouvelles règles de sectorisation induisent une amélioration de l'ordre d'appel des candidats des académies extérieures à Paris, augmentant en conséquence leur représentation dans l'ensemble des admis en licence parisienne.

Dans les formations non sélectives parisiennes, la part des candidats franciliens originaires de Créteil ou Versailles a légèrement augmenté chaque année entre APB 2017 et Parcoursup 2019, passant de 63 % en 2017 à 72 % en 2019, la plupart de cette hausse s'étant faite en 2018 (69 %) (figure 14, panel a). Au regard du profil des mieux classés, on remarque que l'introduction de la plateforme Parcoursup en 2018 s'est accompagnée d'une hausse importante d'étudiants franciliens non-originaires de l'académie de Paris : ils étaient 18 % dans APB 2017 contre 61 % en 2018 avant application des quotas. Cette nette augmentation s'explique par le passage d'un système de priorité stricte des étudiants issus de l'académie de Paris à un classement libre des formations non sélectives selon le dossier scolaire des candidats étudiant dans l'une des trois académies d'Île-de-France. La réduction de la part de candidats de Créteil ou Versailles parmi les mieux classés avant et après application des quotas introduits par Parcoursup en 2018 (secteur, boursier) montre l'influence qu'a exercé ce dispositif sur la mobilité extra-académique d'Île-de-France. Enfin, les effets de la régionalisation du secteur Île-de-France en 2019 s'observent au regard de l'influence amoindrie de l'application des quotas sur la part des candidats les mieux classés non-originaires de Paris : en 2019, l'application des quotas n'a réduit que d'un point la part des candidats franciliens les mieux classés issus des académies de Créteil ou Versailles, cette baisse étant de 14 points dans Parcoursup 2018. Ainsi, il semblerait que l'augmentation entre 2017 et 2019 de la mobilité des étudiants de Créteil et Versailles vers les formations non sélectives de Paris soit principalement imputable à l'évolution des règles de classement des formations non sélectives de Paris.

Dans les formations sélectives parisiennes, la proportion d'étudiants issus d'un lycée de banlieue est restée très stable sur la même période (figure 14, panel b). Cette stabilité n'est pas surprenante, dans la mesure où les plateformes APB et Parcoursup ne comportent aucune

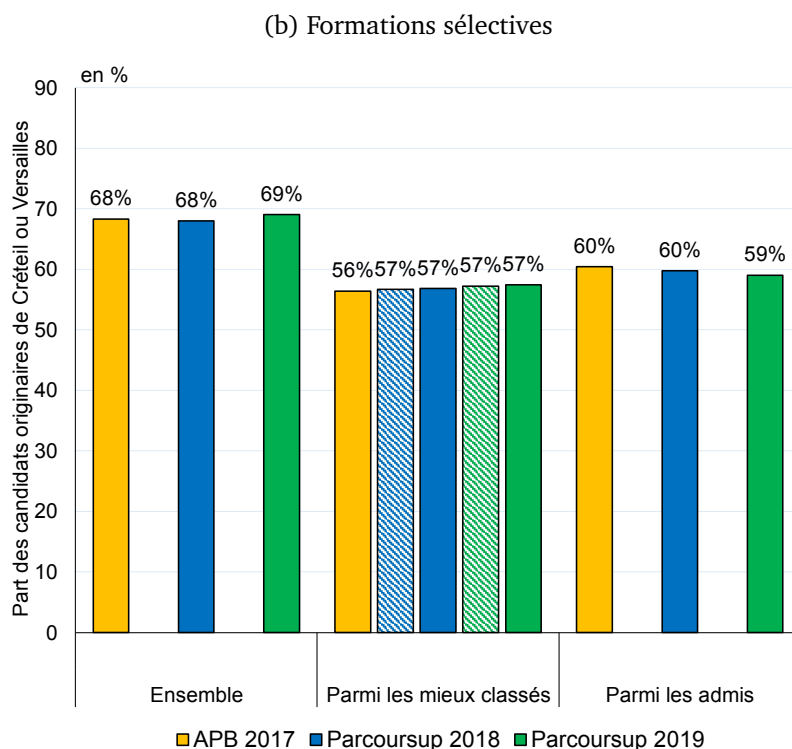
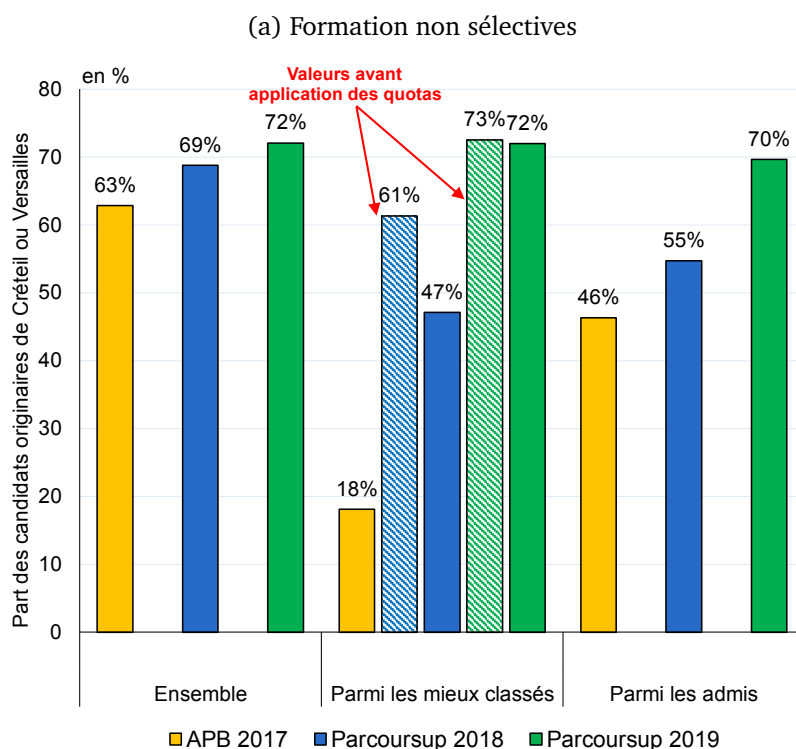
règle relative au secteur d'origine des étudiants pour l'accès à une formation sélective.

**Mobilité inter-académique et profil des étudiants.** L'accroissement de la mobilité géographique des étudiants franciliens au cours de la période 2017-2019 s'est accompagné d'une évolution très nette du profil scolaire des admis dans les formations sélectives de la région, que l'on distingue en fonction de l'académie d'origine et de l'académie de destination des candidats (figure 15).

L'académie de Paris attire désormais des étudiants franciliens de niveau scolaire nettement plus élevé qu'avant la mise en place de Parcoursup : la part des titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat parmi les entrants en licence à Paris a doublé entre 2017 (18 %) et 2019 (36 %). Conjuguée à la prise en compte du dossier scolaire des candidats dans les classements opérés par les formations non sélectives, la suppression des règles de priorité géographiques au sein de l'Île-de-France a permis aux étudiants les plus performants des académies de Versailles et de Créteil d'intégrer en plus grand nombre les formations non sélectives de la capitale plutôt que celles situées dans leur académie d'origine. À Versailles, par exemple, la part de titulaires d'une mention bien ou très bien parmi les sortants de l'académie qui ont été admis en licence dans une autre académie francilienne est passée de 16 % en 2017 à 23 % en 2018, puis 29 % en 2019. L'évolution inverse est observée à Paris : le niveau scolaire moyen des sortants de l'académie de Paris s'est dégradé au cours de la période, la proportion de titulaires d'une mention bien ou très bien au baccalauréat parmi les étudiants parisiens admis dans une licence à Créteil ou à Versailles est passée de 18 % en 2017 à 12 % en 2019.

La prise en compte des notes et la suppression en 2019 des priorités géographiques au sein de l'Île-de-France ont donc eu pour effet de limiter l'accès des lycéens parisiens les moins performants aux licences de la capitale, au profit d'étudiants plus performants originaires de la banlieue parisienne. La régionalisation semble avoir ainsi renforcé un phénomène de « fuite des cerveaux » vers Paris, déjà amorcé en 2018 par l'introduction des nouvelles règles de recrutement dans les formations non sélectives (classement selon le dossier scolaire et quotas de secteur). Néanmoins, ces départs vers l'académie de Paris ne semblent pas avoir eu d'incidence majeure sur le niveau scolaire moyen des néo-bacheliers qui sont restés dans les académies de Créteil et Versailles pour poursuivre leurs études à l'université (figure 11, panels c et e).

**FIGURE 14 – Part des candidats originaires de Créteil ou Versailles dans les formations parisiennes entre APB 2017 et Parcoursup 2019**



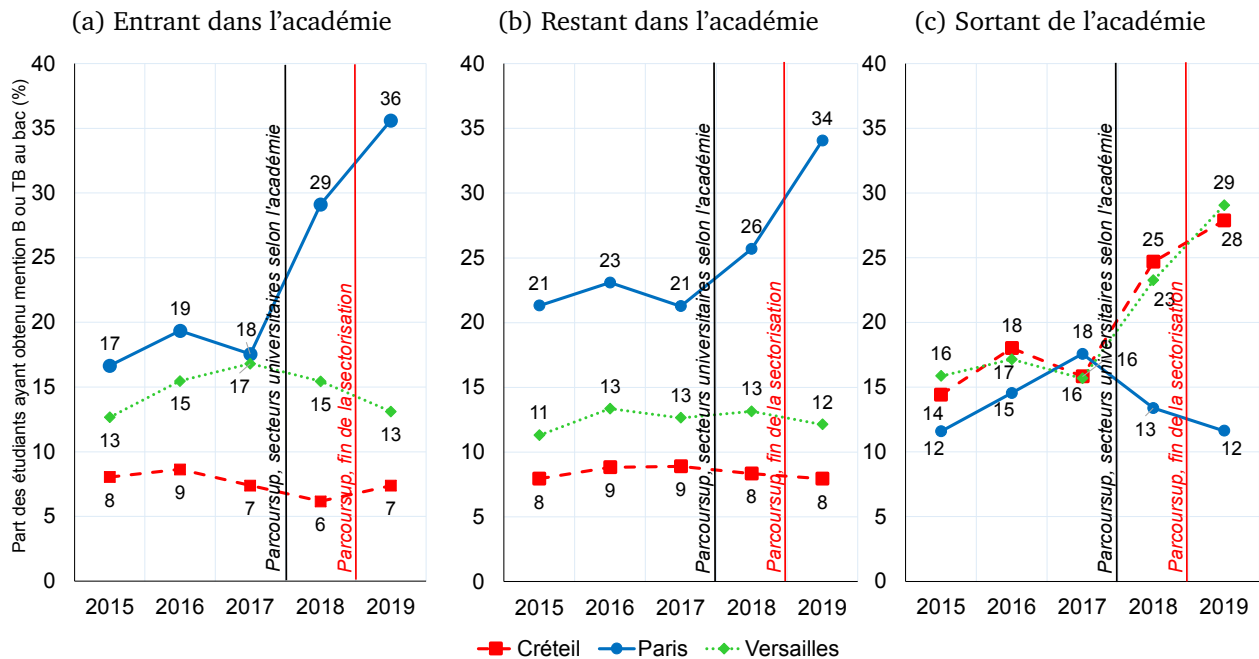
*Note* : les candidats les mieux classés sont ceux dont le rang dans le classement d'une formation est inférieur ou égal à la capacité d'accueil de la formation, ces candidats étant les premiers à recevoir une proposition d'admission. Dans Parcoursup, les candidats les mieux classés avant application des quotas sont identifiés en considérant le classement pédagogique transmis par les formations plutôt que l'ordre d'appel, qui est généré automatiquement par la plateforme pour faire respecter les quotas de boursiers pour toutes les formations et d'étudiants du secteur pour les formations non sélectives. En 2019, les étudiants des académies de Créteil, Paris et Versailles sont considérés comme faisant partie d'un unique secteur et aucune priorité n'opère entre eux.

*Lecture* : dans Parcoursup 2018, 69 % des candidats franciliens à une formation non sélective parisienne n'étaient pas originaires de Paris. Parmi les mieux classés, ils étaient 61 % avant et 47 % après application des quotas.

*Champ* : néo-bacheliers d'Île-de-France admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2017 et Parcoursup de 2018 à 2019. Le champ est restreint aux formations de Paris présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019. Les PACES (première année commune des études de santé) d'Île-de-France, dont la gestion est centralisée au niveau régional, ne sont pas intégrées.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

**FIGURE 15 – Part des titulaires d’une mention bien ou très bien au baccalauréat parmi les admis dans les licences d’Île-de-France, 2015-2019**



*Lecture* : 16 % des néo-bacheliers de Créteil qui ont été admis dans une formation non sélective d’Île-de-France en dehors de leur académie à l’issue d’APB 2017 ont obtenu la mention bien ou très bien au baccalauréat, contre 28 % au terme de Parcoursup 2019.

*Champ* : néo-bacheliers d’Île-de-France admis dans une formation non sélective (hors apprentissage) à l’issue des procédures APB 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Le champ est restreint aux formations d’Île-de-France présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015 à 2019. Les PACES (première année commune des études de santé) d’Île-de-France, dont la gestion est centralisée au niveau régional, ne sont pas intégrées.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2015 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

### 5.3 Illustration : la ségrégation des formations de droit en Île-de-France

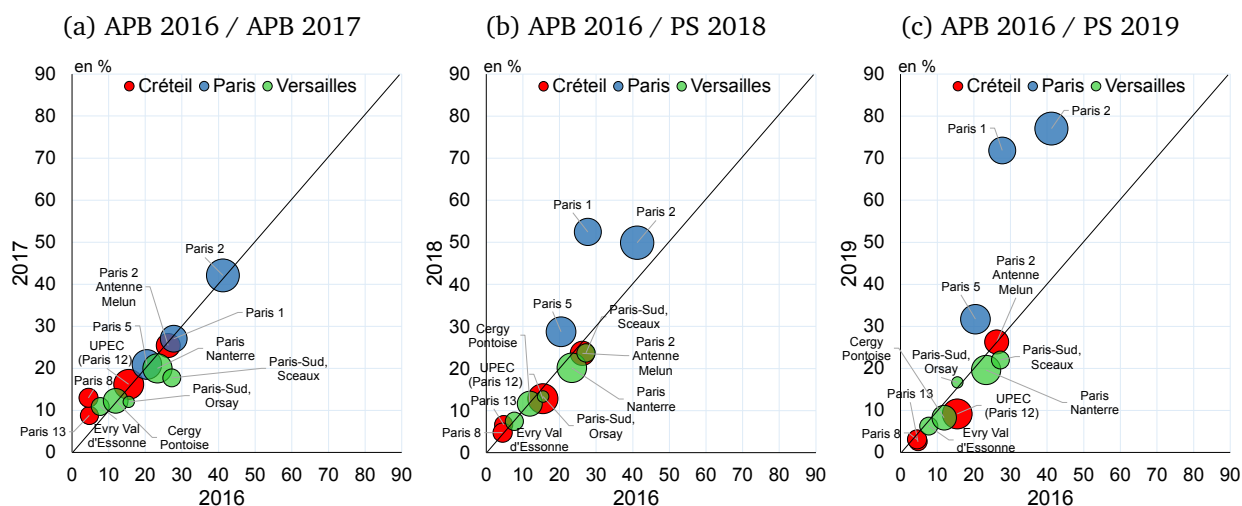
Pour caractériser l’impact de Parcoursup sur la mobilité étudiante en Île-de-France et ses conséquences sur la ségrégation scolaire entre universités, nous nous concentrons sur une filière d’étude spécifique : le droit. Avec la psychologie et la filière STAPS, il s’agit de l’une des filières les plus en tension, en particulier sur le territoire francilien (IGAENR, 2016).

La région Île-de-France compte 12 licences de droit présentes chaque année au cours de la période 2015-2019. Les universités qui proposent ces licences forment un paysage divers et hiérarchisé : en fonction de sa réputation et de sa localisation, chaque établissement attire un public différent (Nicourd et al., 2012), ce qui a des répercussions sur le niveau scolaire des étudiants admis. Avant le passage à Parcoursup, les licences de droit en Île-de-France étaient sectorisées au même titre que les autres formations non-sélectives : les candidats de l’académie y disposaient d’une priorité absolue par rapport aux candidats originaires des autres académies, ce qui a pu contribuer à renforcer la ségrégation scolaire et sociale dans un espace urbain déjà fortement ségrégué (Frouillou, 2017).

L’introduction en 2018 de la possibilité pour les formations non sélectives de classer les candidats en fonction des éléments de leur dossier scolaire et l’abandon de la sectorisation des formations franciliennes en 2019 ont bouleversé le recrutement des formations de droit.

La figure 16 présente les caractéristiques des candidats admis dans les 12 licences de droit d'Île-de-France. Pour chacune, la part des admis ayant obtenu la mention bien ou très bien au baccalauréat en 2016 (axe des abscisses) est comparée à cette même part en 2017 (axes des ordonnées), dernière année d'APB, puis en 2018 et 2019, qui correspondent aux deux premières années de Parcoursup.

**FIGURE 16** – Évolution de la part de néo-bacheliers titulaires d'une mention bien ou très bien parmi les admis dans les licences de droit d'Île-de-France, 2016-2019



Notes : la taille de chaque cercle est proportionnelle au nombre de néo-bacheliers admis dans la formation à l'issue de la campagne de pré-inscription de 2016. Dans chaque formation de la plateforme, la répartition des candidats admis selon leur mention au baccalauréat est disponible pour les années 2016 à 2020 en *open data* sur le site <https://data.enseignementsup-recherche.gouv.fr/>.

Champ : Licences non sélectives de droit d'Île-de-France présentes sur les plateformes APB et Parcoursup tout au long de la période 2015-2019.

Sources : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

Le panel (a) montre qu'en 2017, la plupart des licences de droit en Île-de-France se situaient sur la droite à 45 degrés, ce qui signifie que le profil scolaire de leurs étudiants était très proche de celui observé en 2016. Avec la mise en place de Parcoursup en 2018, on observe une divergence très nette du recrutement des licences de situées à Paris par rapport à leurs homologues de Créteil et de Versailles : après une nette amélioration du niveau scolaire moyen de leurs étudiants en 2018, la mise en place de la régionalisation en 2019 a coïncidé avec une augmentation spectaculaire de la proportion de titulaires d'une mention bien ou très bien parmi les admis dans les licences de droit parisiennes, qui a plus que doublé pour deux d'entre elles en l'espace de deux ans. Dans les licences de droit localisées dans les académies de Créteil et Versailles, le profil scolaire des admis s'est au contraire légèrement dégradé : entre 2016 et 2019, la part des titulaires d'une mention bien ou très bien a diminué en moyenne de quatre points de pourcentage dans ces formations.

## Conclusion

Depuis son lancement en 2018, la plateforme Parcoursup a introduit des bouleversements majeurs dans les modalités de pré-inscription dans l'enseignement supérieur, qui ont concerné au premier chef les formations historiquement non sélectives. Les analyses conduites dans cette étude montrent cependant qu'à l'échelle nationale et à l'issue des deux premières années d'existence de la plateforme, ces changements n'ont eu que des effets relativement modestes sur la ségrégation des formations d'enseignement supérieur selon le niveau scolaire, l'origine sociale et le genre des néo-bacheliers admis.

Deux types de mécanismes permettent d'expliquer cette surprenante stabilité. Le premier est qu'une très grande partie de la ségrégation observée à l'entrée dans l'enseignement supérieur provient des vœux de pré-inscription des néo-bacheliers. Or, bien que les modalités d'expression des préférences des candidats aient changé entre 2017 et 2018, Parcoursup ne semble pas avoir entraîné de diminution de la ségrégation « latente » induite par leurs vœux. Ce résultat suggère qu'un éventuel rééquilibrage de la composition des formations en fonction de l'origine sociale ou du genre des admis passe nécessairement par des interventions qui, à l'image des dispositifs de lutte contre l'autocensure ou la diffusion d'une information plus transparente sur les formations et leurs débouchés, visent à modifier les comportements de candidature. Le second facteur à prendre en compte pour expliquer la relative stabilité de la ségrégation à l'entrée dans le supérieur est que les nouvelles règles de classement des candidats par les formations non sélectives n'ont, en pratique, eu qu'un impact limité sur leur recrutement : dans leur très grande majorité, les licences ont une capacité d'accueil suffisante pour accueillir l'ensemble néo-bacheliers qui souhaitent s'y inscrire, si bien que la manière dont elles classent les candidats est sans effet sur les caractéristiques de ceux qu'elles admettent *in fine*. Se pose ainsi la question de la pertinence de différencier les formations traditionnellement non sélectives que sont les licences universitaires des formations sélectives comme les CPGE, les IUT ou les STS depuis l'introduction de Parcoursup, dans le mesure où les classement pédagogiques sont déterminés selon des règles proches pour ces deux groupes de formations. Le taux de pression, qui consiste à comparer le rang du dernier admis au nombre total de candidats, détermine de façon plus fiable le degré réel de sélectivité d'une formation, et ce peu importe sa nature. Cette information, calculée au terme d'une session, est rendue publique lors de la session suivante pour aider les étudiants à formuler leur liste de vœux.

L'apparente stabilité des niveaux de ségrégation mesurés à l'échelle nationale masque cependant des réalités parfois différentes selon le territoire universitaire étudié. La dernière partie de l'étude montre que la mise en place de Parcoursup a modifié de manière notable la répartition des étudiants entre les formations d'Île-de-France, territoire où se concentrent

plus d'un tiers des licences en tension<sup>18</sup> et où la ségrégation sociale et scolaire est historiquement élevée tant dans l'enseignement secondaire que dans le supérieur. À Paris, les licences en tension ont connu une amélioration très nette du niveau scolaire de leurs étudiants entre 2017 et 2018, cette hausse s'étant poursuivie en 2019 avec l'afflux d'excellents élèves en provenance des académies de Créteil et Versailles du fait de la régionalisation des formations non-sélectives d'Île-de-France. Le passage à Parcoursup ayant pu avoir des effets marqués dans d'autres territoires universitaires, des analyses complémentaires seront nécessaires pour éclairer la diversité des dynamiques locales.

Dans cette étude, l'impact limité de Parcoursup sur la ségrégation scolaire, sociale et de genre dans les formations d'enseignement supérieur n'a pu être documenté qu'à l'issue des deux premières années d'existence de la nouvelle plateforme, les données des dernières campagnes de pré-inscription n'étant pas encore disponibles. Les résultats présentés ici ont donc vocation à être complétés et enrichis par l'exploitation des données plus récentes, de manière à dresser un bilan complet des conséquences de Parcoursup sur la ségrégation à l'entrée dans l'enseignement supérieur.

---

18. Parmi les formations non sélectives dont le taux de pression excède 80 %, 36 % sont situées dans l'académie de Paris. Cette proportion passe à 41 % si l'on pondère les formations par leur capacité d'accueil.

## Références bibliographiques

- Atkinson, A. B. (1970). « On the Measurement of Inequality ». *Journal of Economic Theory*, 2(3), p. 244–263.
- Bechichi, N. et Thebault, G. (2021). « Admission Post-Bac : les lycéens refusés au tirage au sort pour leur premier choix ont un parcours universitaire plus difficile ». *Insee Analyses*, 62.
- Bell, W. (1954). « A Probability Model for the Measurement of Ecological Segregation ». *Social Forces*, 32(4), p. 354–364.
- Ben Ayed, C., Broccolichi, S., et Monfroy, B. (2013). « Quels impacts de l'assouplissement de la carte scolaire sur la ségrégation sociale au collège ? Tendances nationales et déclinaisons locales contrastées ». *Éducation et Formations*, 83, p. 39–57.
- Bonneau, C., Charousset, P., Grenet, J., et Thebault, G. (2021). *Quelle démocratisation des grandes écoles depuis le milieu des années 2000 ?* Rapport n° 30, Institut des politiques publiques, Paris.
- Boutchenik, B., Givord, P., et Monso, O. (2020). « La ségrégation sociale entre collèges ». *Insee Analyses*, 40.
- Boutchenik, B. et Maillard, S. (2019). « Elèves hétérogènes, pairs hétérogènes, quels effets sur les résultats au baccalauréat ? ». *Éducation et Formations*, 100, p. 53–72.
- Breda, T., Grenet, J., Monnet, M., et Van Effenterre, C. (2020). « Do Female Role Models Reduce the Gender Gap in Science? Evidence from French High Schools ». Document de travail PSE n° 2018-06.
- Cour des Comptes (2020). *Un premier bilan de l'accès à l'enseignement supérieur dans le cadre de la loi Orientation et réussite des étudiants*. Cour des comptes, Paris.
- Courtioux, P., Maury, T.-P., et Seux, J. (2020). « Ségrégation sociale à l'Université : des disparités académiques sur la période 2006-2016 ». Document de travail, Centre d'Économie de la Sorbonne, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- Crouslé, D., Guelzim, M., et Kabla-Langlois, I. (2020). « L'accès aux grandes écoles scientifiques : une égalité des chances ? ». *Note d'information du SIES*, 15.
- d'Haultfoeuille, X. et Rathelot, R. (2017). « Measuring Segregation on Small Units : A Partial Identification Analysis ». *Quantitative Economics*, 8(1), p. 39–73.
- Dherbecourt, C. (2015). « La géographie de l'ascenseur social français ». Document de travail n° 2015.06, France Stratégie.
- Duncan, O. D. et Duncan, B. (1955). « Residential Distribution and Occupational Stratification ». *American journal of sociology*, 60(5), p. 493–503.
- Fack, G. et Grenet, J. (2013). « Les effets de l'assouplissement de la carte scolaire dans l'éducation prioritaire ». *Éducation et Formations*, 83, p. 25–37.
- Fack, G. et Grenet, J. (2015). « Improving College Access and Success for Low-Income Students : Evidence from a Large Need-Based Grant Program ». *American Economic Journal : Applied Economics*, 7(2), p. 1–34.
- Fack, G. et Grenet, J. (2016). « Mixité sociale et scolaire dans les lycées parisiens : les enseignements de la procédure Affelnet ». *Éducation et Formations*, 91, p. 77–100.
- Fack, G., Grenet, J., et 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*. Rapport IPP n° 3, Institut des politiques publiques, Paris.



- Frankel, D. M. et Volij, O. (2011). « Measuring School Segregation ». *Journal of Economic Theory*, 146(1), p. 1–38.
- Frouillou, L. (2017). *Ségrégations universitaires en Île-de-France. Inégalités d'accès et trajectoires étudiantes*. La Documentation Française, Paris.
- Frouillou, L., Pin, C., et Van Zanten, A. (2019). « Le rôle des instruments dans la sélection des bacheliers dans l'enseignement supérieur. La nouvelle gouvernance des affectations par les algorithmes ». *Sociologie*, 10(2), p. 209–215.
- Frouillou, L., Pin, C., et Van Zanten, A. (2020). « Les plateformes APB et Parcoursup au service de l'égalité des chances? L'évolution des procédures et des normes d'accès à l'enseignement supérieur en France ». *L'Année sociologique*, 70(2), p. 337–363.
- Givord, P. (2020). « Dans les pays de l'OCDE, les aspirations éducatives et professionnelles des jeunes de 15 ans sont très marquées par le milieu social ». In *France, portrait social - Édition 2020*. Insee Références.
- Givord, P., Guillerm, M., Monso, O., et Murat, F. (2016a). « Comment mesurer la ségrégation dans le système éducatif? Une étude de la composition sociale des collèges français ». *Éducation et Formations*, 91, p. 21–51.
- Givord, P., Guillerm, M., Monso, O., et Murat, F. (2016b). « La ségrégation sociale entre les collèges; Quelles différences entre public et privé, aux niveaux national, académique et local? ». *Éducation et Formations*, 91, p. 53–76.
- Guyon, N. et Huillery, É. (2014). *Choix d'orientation et origine sociale : mesurer et comprendre l'autocensure scolaire*. Rapport d'évaluation, Sciences Po-LIEPP, Paris.
- IGAENR (2016). *L'affectation en première année de licence dans les formations à capacité d'accueil limitée - État des lieux et propositions*. Inspection générale de l'administration de l'éducation nationale et de la recherche, Paris.
- Lafont, L. et Roux, J.-Y. (2019). *Rapport d'information*. Sénat.
- Ly, S.-T., Maurin, É., et Riegert, A. (2016). *Mixité sociale et scolaire et ségrégation inter- et intra-établissement dans les collèges et lycées français*. Conseil national d'évaluation du système scolaire.
- MENESR (2020a). *L'état de l'Enseignement supérieur et de la Recherche en France – Édition 2020*. Ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche, Paris.
- MENESR (2020b). *Repères et références statistiques - Édition 2020*. Ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche.
- MENJS-DEPP (2020). *Filles et garçons, sur le chemin de l'égalité : de l'école à l'enseignement supérieur*. Ministère de l'Éducation nationale, de la jeunesse et des sports, Paris.
- MESRI (2021). *Vers l'égalité femmes-hommes? Chiffres clés*. Ministère de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation, Paris.
- Monso, O., Fougère, D., Givord, P., et Pirus, C. (2019). « Les camarades influencent-ils la réussite et le parcours des élèves? ». *Éducation et Formations*, 100, p. 23–52.
- Nicourd, S., Samuel, O., et Vilter, S. (2012). « L'impact des ségrégations territoriales et universitaires sur les parcours étudiants : la filière AES ». *Formation Emploi*, 120, p. 57–74.
- Oberti, M., Barraud de Lagerie, P., Rossignol-Brunet, M., et Tenret, E. (2020). *Analyse comparée des filières sélectives de l'enseignement supérieur en Île-de-France dans le domaine des sciences humaines et sociales*. Observatoire sociologique du Changement, Sciences Po, Paris.

- Oberti, M. et Savina, Y. (2019). « Urban and School Segregation in Paris : The Complexity of Contextual Effects on School Achievement : The Case of Middle Schools in the Paris Metropolitan Area ». *Urban Studies*, 7(15), p. 3117–3142.
- Rateau, G., Marlat, D., et Perraud-Ussel, C. (2020). « Crédits ECTS et effets de la loi ORE : une première mesure ». *Note d'information du SIES*, 8.
- Rocher, T. (2016). « Construction d'un indice de position sociale des élèves ». *Éducation et Formations*, 90, p. 5–27.
- Theil, H. (1972). *Statistical Decomposition Analysis : with Applications in the Social and Administrative Sciences*. North-Holland, Amsterdam.
- Van Zanten, A. (2015). « Les inégalités d'accès à l'enseignement supérieur : Quel rôle joue le lycée d'origine des futurs étudiants ? *Regards croisés sur l'économie*, 1, p. 80–92.

## Annexes

### A Réécriture de l'indice d'exposition normalisé

En reprenant les notations de l'article, on montre l'égalité entre la formule traditionnelle de l'indice d'exposition normalisé  $P_g$  tel que présenté dans l'équation 1, et celle de l'équation 2 que nous considérons dans cet article afin de simplifier son interprétation :

$$\begin{aligned} \frac{1}{N_g} \sum_{i \in g} p_{i,g} - \frac{1}{N - N_g} \sum_{i \notin g} p_{i,g} &= \frac{1}{N_g} \sum_k (N_k p_k) p_k - \frac{1}{N - N_g} \sum_k [N_k (1 - p_k)] p_k \\ &= \frac{1}{N_g (N - N_g)} \left[ \sum_k (N - N_g) (N_k p_k) p_k - N_g N_k (1 - p_k) p_k \right] \\ &= \frac{1}{\underbrace{p}_{= N_g/N} (1 - p) N^2} \left[ \sum_k N_k p_k [p_k (1 - p) N - (1 - p_k) p N] \right] \\ &= \frac{1}{p(1 - p)} \left[ \sum_k \frac{N_k}{N} [p_k^2 - p_k p] \right] \\ &= \frac{1}{p(1 - p)} \sum_k \frac{N_k}{N} (p_k - p)^2 - \underbrace{\frac{1}{p(1 - p)} \sum_k \frac{N_k}{N} [p(p - p_k)]}_{= \frac{1}{1-p} [p - \sum \frac{N_k}{N} p_k] = 0} \\ &= \frac{1}{p(1 - p)} \sum_k \frac{N_k}{N} (p_k - p)^2 \end{aligned}$$

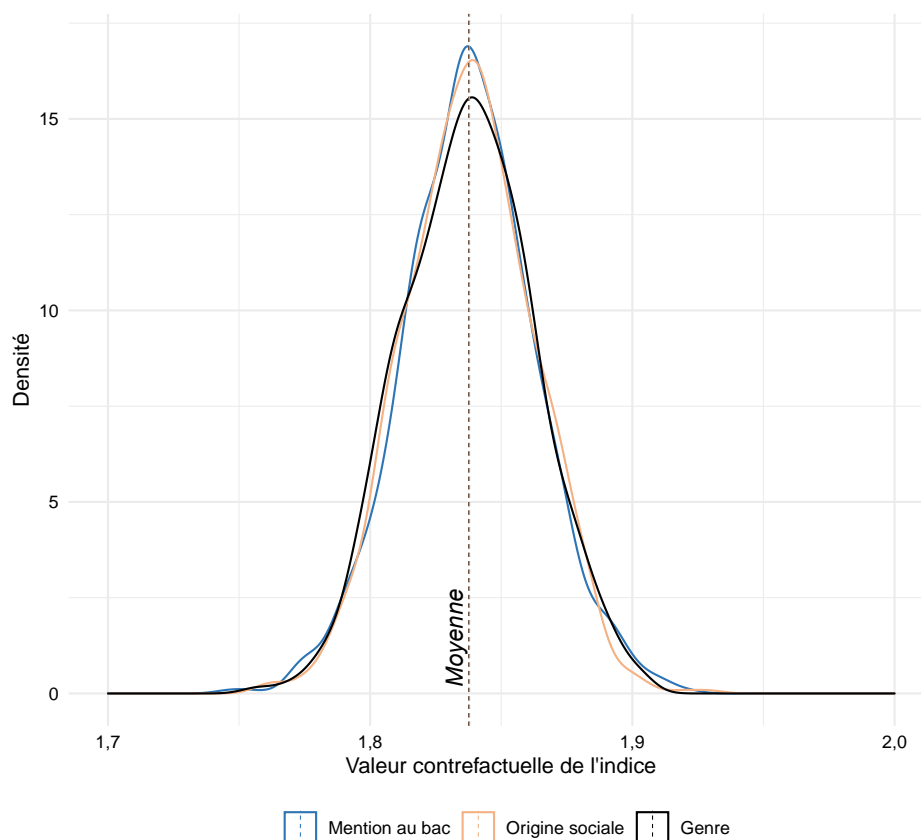
### B Indices de ségrégation : le problème des petites unités

Bien que l'indice d'exposition normalisé soit théoriquement compris entre 0 et 100, il est en pratique difficile, voire impossible, d'observer une allocation conduisant à un indice nul – synonyme d'absence totale de ségrégation. Pour qu'une telle configuration se produise, il est nécessaire que la part des étudiants de la catégorie d'intérêt soit, dans chacune des formations d'admission, strictement égale à celle observée dans la population. Or même une allocation aléatoire peut difficilement reproduire dans toutes les unités la distribution observée au sein de la population totale, en particulier lorsque les unités sont de petite taille (d'Haultfoeuille et Rathelot, 2017). Ce problème se pose avec encore plus d'acuité lorsqu'un groupe d'intérêt ne représente qu'une faible proportion de la population totale : par exemple, si un groupe représente 10 % de la population, il faut que la capacité de chaque unité soit un multiple de dix pour rendre techniquement possible une répartition des individus qui annule la valeur de l'indice d'exposition normalisé. Dans notre cadre d'analyse, ce problème de « petites unités » ne peut être écarté dans la mesure où une proportion non négligeable de formations du supérieur accueillent moins de dix néo-bacheliers (16 % au terme de la session 2017 d'APB).

Pour s'assurer que la valeur des indices calculés dans l'étude n'est pas artificiellement gonflée par la présence de petites unités mais capture au contraire des phénomènes réels de ségrégation, on procède à un exercice simple de simulation : les indices d'exposition sont recalculés en allouant de manière aléatoire les néo-bacheliers dans les formations du supérieur, tout en maintenant constante la capacité d'accueil effective de chaque formation. Cette procédure est répliquée mille fois pour chaque dimension d'intérêt (mention au

baccalauréat, origine sociale, genre). Quelle que soit la dimension de ségrégation considérée, l'indice d'exposition calculé de cette manière vaut en moyenne 1,84 (figure B.1), soit une valeur proche de la borne inférieure théorique de l'indice. Cette quasi-indépendance de la valeur moyenne de l'indice vis-à-vis de la distribution du groupe d'intérêt traduit le fait qu'en pratique, le problème des petites unités dépend presque exclusivement de la taille des unités<sup>19</sup>. En outre, ces niveaux contrefactuels varient très peu d'une simulation à l'autre.

**FIGURE B.1** – Distribution simulée des indices de ségrégation sous l'hypothèse de répartition aléatoire des étudiants entre formations (APB 2017)



*Note* : Pour chacune des trois caractéristiques étudiées (mention au baccalauréat, origine sociale et genre), 1 000 simulations ont été réalisées. Ces simulations consistent à répartir aléatoirement les néo-bacheliers entre les formations d'enseignement supérieur, en maintenant constante la capacité d'accueil effective de chacune.

*Lecture* : Pour les trois caractéristiques étudiées, l'indice de ségrégation obtenu sous l'hypothèse de répartition aléatoire des étudiants entre les formations vaut en moyenne 1,84 et varie très peu d'une simulation à l'autre.

*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures de la procédure APB 2017.

*Source* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2017. Calcul des auteurs.

19. Le même exercice réalisé sur groupe fictif dont seulement 1 % des étudiants font partie donne également un indice moyen de 1,84. En reproduisant cet exercice de simulation avec les données d'APB 2016, les trois indices de ségrégation ont à nouveau la même moyenne (1,87).

## C Robustesse des résultats aux hypothèses retenues

**Caractère dichotomique des variables d'origine sociale et de niveau scolaire.** L'indice d'exposition normalisé ne peut être calculé que pour des groupes binaires. Cette restriction ne pose pas de difficulté lorsqu'on s'intéresse à la ségrégation selon le genre des étudiants. En revanche, le recours à une définition binaire de l'origine sociale ou du niveau scolaire nécessite d'effectuer des choix qui comportent nécessairement une part d'arbitraire. Dans l'étude, l'origine sociale est résumée par une indicatrice qui vaut un pour les étudiants dont le responsable légal est de PCS favorisée ou très favorisée et zéro si sa PCS est moyenne ou défavorisée, selon le regroupement des PCS proposé par la Depp. Le niveau scolaire des étudiants est, quant à lui, mesuré au moyen d'une indicatrice qui vaut un pour les néo-bacheliers ayant obtenu une mention bien ou très bien au baccalauréat, et zéro s'ils ont obtenu une mention assez bien ou passable.

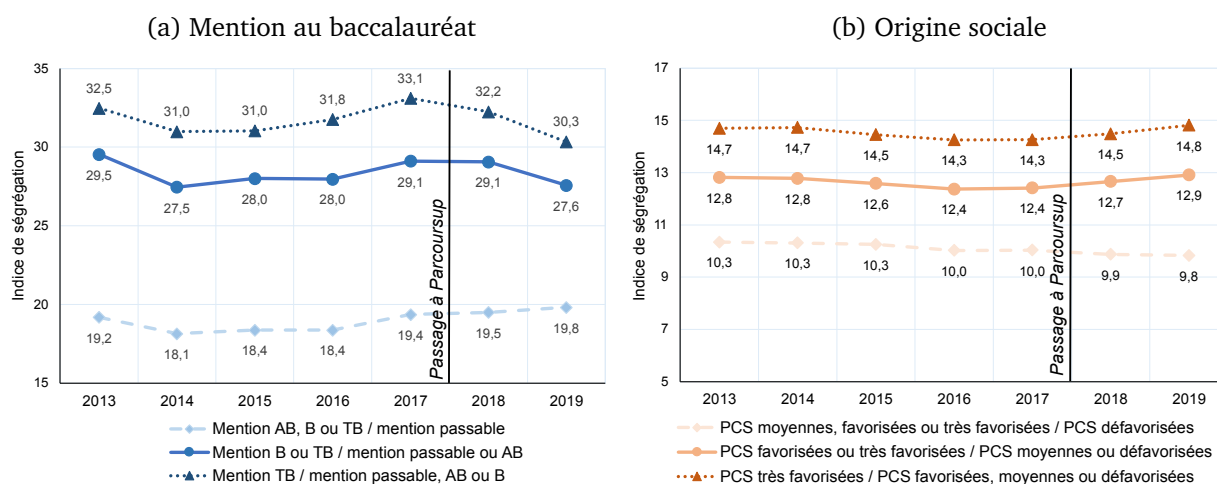
Ces définitions binaires de l'origine sociale et de niveau scolaire ne sont pas neutres, tant du point de vue du niveau des indices de ségrégation que de l'interprétation des résultats. Il est ainsi possible que la dichotomie retenue dans l'étude pour caractériser l'origine sociale des étudiants ne conduise pas aux mêmes conclusions que celle qui consisterait, par exemple, à distinguer les étudiants d'origine sociale défavorisée de ceux appartenant aux trois autres groupes de PCS.

Pour tenir compte de cette limite, on calcule des indices d'exposition normalisés en utilisant d'autres regroupements des PCS ou des mentions au baccalauréat que ceux retenus dans l'étude (figure C.1). Bien que l'impact du passage à Parcoursup sur la ségrégation sociale et scolaire des formations reste modéré quels que soit les regroupements de modalités considérés, un certain nombre de nuances apparaissent à la lecture des résultats.

Concernant la ségrégation selon le niveau scolaire des étudiants, l'évolution des indices dans le temps diffère assez peu selon qu'on s'intéresse à la répartition des néo-bacheliers ayant obtenu la mention bien ou très bien ou seulement à celle des titulaires d'une mention très bien par rapport aux autres mentions. En revanche, l'analyse des évolutions des indices calculés en distinguant les néo-bacheliers qui ont obtenu la mention passable des autres bacheliers conduit à des conclusions légèrement différentes : plutôt qu'à une diminution modérée de la ségrégation scolaire des formations au cours de la période, cette version de l'indice conclut à leur relative stabilité. Ces différences suggèrent que si Parcoursup a contribué à réduire la concentration des meilleurs bacheliers dans certaines formations, la nouvelle plateforme n'a pas pour autant favorisé un plus grand brassage des bacheliers les moins performants avec les autres étudiants.

L'impact de Parcoursup sur la ségrégation sociale des formations du supérieur dépend également en partie des regroupements de PCS opérés. L'augmentation modérée de la valeur prise par l'indice d'exposition normalisé à partir de 2018 est du même ordre de grandeur selon que l'on s'intéresse à la répartition des étudiants issus de PCS favorisées ou très favorisées par rapport aux deux autres groupes de PCS (moyennes et défavorisées), ou à la répartition des étudiants issus de PCS très favorisées par rapport aux trois autres groupes de PCS. La valeur de l'indice est en revanche stable lorsqu'il est calculé en distinguant les étudiants de PCS moyennes, favorisée ou très favorisées, d'une part, des étudiants de PCS défavorisées, d'autre part. Il semble donc que si les étudiants d'origine sociale favorisée se sont davantage concentrés dans certaines formations du supérieur à la suite de Parcoursup, l'exposition des étudiants de PCS défavorisées aux étudiants issus des autres groupes sociaux n'a pas en revanche diminué de manière notable.

**FIGURE C.1 – Évolution des indices de ségrégation selon des regroupement alternatifs des PCS et des mentions au baccalauréat, 2013-2019**



*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

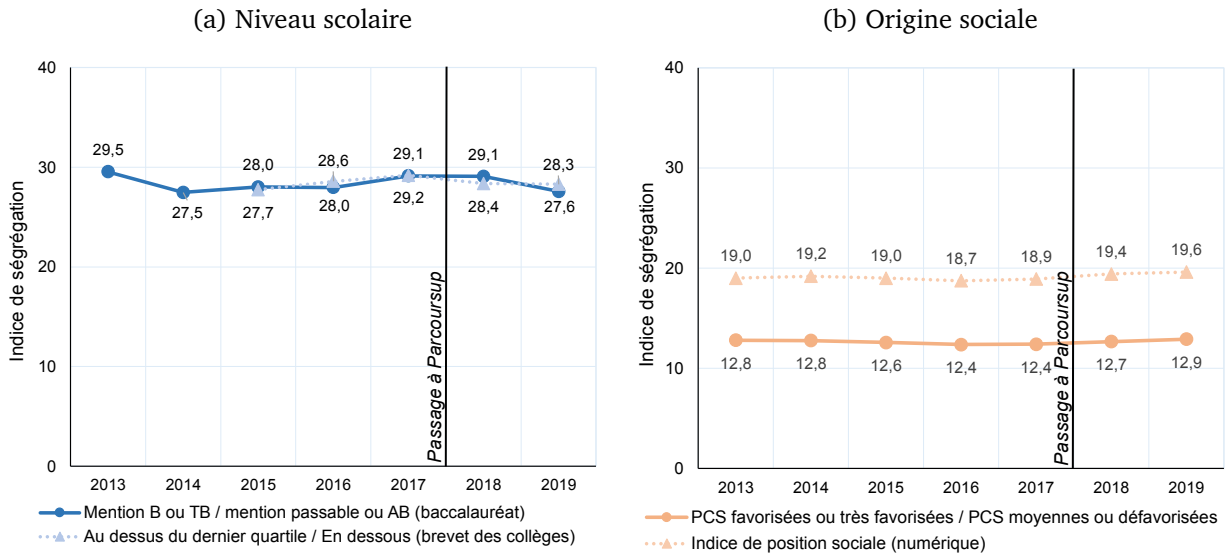
*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

**Définitions alternatives de l'origine sociale et du niveau scolaire.** La valeur de l'indice d'exposition normalisé peut également dépendre des variables retenues pour caractériser l'origine sociale et le niveau de performance scolaire des néo-bacheliers. À ce titre, il peut être intéressant d'étudier la robustesse des résultats présentés au choix de ces variables lorsque des alternatives existent.

Dans l'étude, le niveau scolaire des étudiants est mesuré par la mention obtenue au baccalauréat. Recourir à cet examen national permet de comparer les performances scolaires en évitant les problèmes liés aux différences dans les pratiques de notation des lycées. Toutefois, ce choix comporte un certain nombre de limites. En particulier, aucune distinction n'est faite entre les lycéens selon le type (général, technologique, professionnel) et la série (L, ES, L, etc.) du baccalauréat obtenu. Ainsi, dans l'étude, un bachelier professionnel ayant obtenu une mention bien ou très bien est considéré comme aussi performant scolairement qu'un bachelier général ayant obtenu la même mention. Pour évaluer la robustesse des résultats à cette définition du niveau de performance scolaire, un indice d'exposition normalisé alternatif est calculé en considérant une indicatrice qui vaut un lorsque l'étudiant a obtenu une moyenne générale au diplôme national du brevet (DNB) qui le place dans le quartile supérieur de sa cohorte. Si de légères différences peuvent s'observer d'une année sur l'autre, l'indice d'exposition normalisé calculé selon cette définition alternative du niveau scolaire aboutit qualitativement aux mêmes conclusions que celui calculé à partir de la mention au baccalauréat (figure C.2, panel a).

L'origine sociale des néo-bacheliers est dans l'étude mesurée au moyen d'une indicatrice qui vaut un lorsque le responsable légal de l'étudiant est de PCS favorisée ou très favorisée, selon la classification en quatre groupes de la Depp. Cette définition ne tient pas compte de l'hétérogénéité de contexte social qui peut exister entre les PCS regroupées au sein d'un même groupe tel que défini par la Depp. Par ailleurs, elle ne fait pas intervenir la PCS du second responsable, alors que cette information peut rendre plus précise la mesure de l'origine sociale. Pour tenir compte de ces limites, on calcule l'indice d'exposition normalisé selon une définition alternative de l'origine sociale des étudiants : l'indice de position sociale (IPS), qui est une mesure quantitative de la situation sociale des élèves face aux apprentissages proposée par la Depp (Rocher, 2016). Calculé à partir de la PCS des deux

**FIGURE C.2** – Indices de ségrégation calculés en utilisant des définitions alternatives du niveau scolaire et de l’origine sociale, 2013-2019



*Champ* : néo-bacheliers admis dans une formation d’enseignement supérieur (hors apprentissage) à l’issue des procédures APB 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

*Sources* : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019; Menjs-Depp, données OCEAN 2012 à 2017. Calculs des auteurs.

responsables légaux de l’élève, l’IPS est une variable numérique qui prend ses valeur entre 38 et 170. Cette mesure se distingue par conséquent des variables dichotomiques qui sont utilisées dans l’étude pour calculer les indices de ségrégation. En pratique, l’indice d’exposition normalisé peut tout à fait se calculer lorsque le découpage de la population s’établit selon une variable quantitative. Dans une telle configuration, l’indice correspond à la part de la variance de l’indice de position sociale des étudiants qui s’explique par leur répartition dans les différentes unités, soit le  $R^2$  d’une régression de l’IPS sur une indicatrice d’appartenance au groupe  $g$ . L’utilisation de l’IPS pour qualifier l’origine sociale des étudiants conduit aux mêmes conclusions que la variable utilisée dans l’étude concernant l’évolution de la ségrégation sociale des formations d’enseignement supérieur au cours du temps (figure C.2, panel b).

**Indices de ségrégation alternatifs.** D’autres indices de ségrégation sont utilisés dans la littérature, dont les caractéristiques et l’interprétation diffèrent. Bien qu’en pratique, les niveaux de ségrégation calculés à partir de ces différents indices de soient généralement très corrélés, il est utile de vérifier la robustesse de nos résultats en les comparant à ceux obtenus à partir de tels indices.

En conservant les mêmes notations que dans la section 2.1, l’indice de dissimilarité  $D_g$  (Duncan et Duncan, 1955) est un indice de ségrégation binaire qui se calcule de la manière suivante :

$$D_g = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} \left| \frac{p_{g,k}}{p_k} - \frac{1 - p_{g,k}}{1 - p_k} \right|. \quad (3)$$

Cet indice peut s’interpréter comme la proportion d’individus de la population d’intérêt qu’il faudrait changer d’unité pour atteindre une répartition uniforme des groupes dans l’ensemble des unités, divisée par ce que serait cette part en cas de ségrégation totale. Comme l’indice d’exposition normalisé, l’indice de dissimilarité présente l’avantage d’être invariant à la composition. Il ne vérifie pas en revanche la propriété de décomposabilité

additive. Calculé pour les trois variables binaires qui caractérisent le niveau scolaire, l'origine sociale et le genre des admis, cet indice présente une évolution parfaitement parallèle à celle de l'indice d'exposition normalisé (figure C.3).

Les résultats obtenus dans l'étude sont ensuite comparés à ceux obtenus en s'appuyant sur un indice de ségrégation multi-groupe. À la différence de l'indice d'exposition normalisé, qui définit les groupes d'intérêt à l'aide de variables dichotomique, les indices de ségrégation multi-groupes permettent de mesurer la ségrégation en conservant les modalités d'origine des variables utilisées pour définir l'origine sociale (les quatre groupes de PCS de la Depp) et le niveau scolaire (les mentions au baccalauréat).

L'indice d'entropie normalisé (Theil, 1972) est l'indice de ségrégation multi-groupe le plus répandu dans la littérature sur la ségrégation scolaire. Il se calcule comme suit :

$$H = 100 \left( 1 - \frac{1}{h(q)} \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} h(q_k) \right), \quad (4)$$

où  $h(\cdot)$  correspond à l'entropie qui, pour une distribution de probabilités  $q = (q_1, q_2, \dots, q_I)$ , est définie par :

$$h(q) = \sum_{g=1}^G q_g \ln \left( \frac{1}{q_g} \right). \quad (5)$$

Appliquée par exemple à la répartition des groupes sociaux répartis en quatre modalités (PCS très favorisées, favorisées, moyennes, défavorisées), les probabilités  $q_1, q_2, q_3$  et  $q_4$  désignent la part de chaque groupe social dans la population considérée.

Tout comme l'indice d'exposition normalisé, l'indice d'entropie normalisé présente l'avantage d'être additivement décomposable<sup>20</sup>. Un inconvénient de cet indice est cependant que sa valeur numérique n'est pas aisément interprétable. À l'instar de l'indice de dissimilarité, l'indice d'entropie multi-groupe présente une évolution très similaire à celle de l'indice d'exposition normalisé concernant les dimensions sociales et scolaires de la ségrégation entre formations (figure C.3).

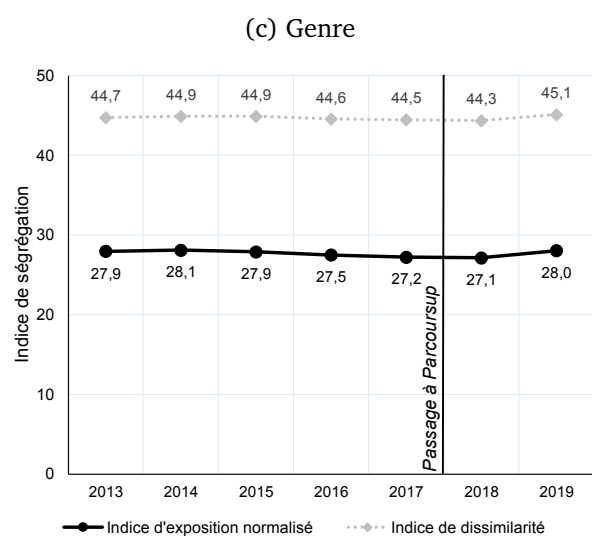
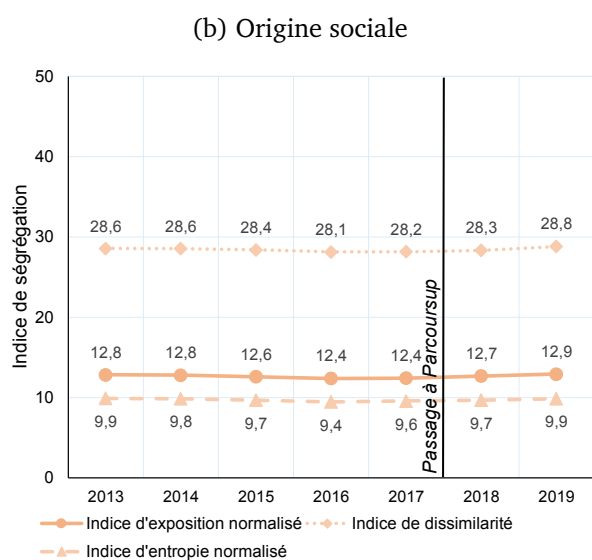
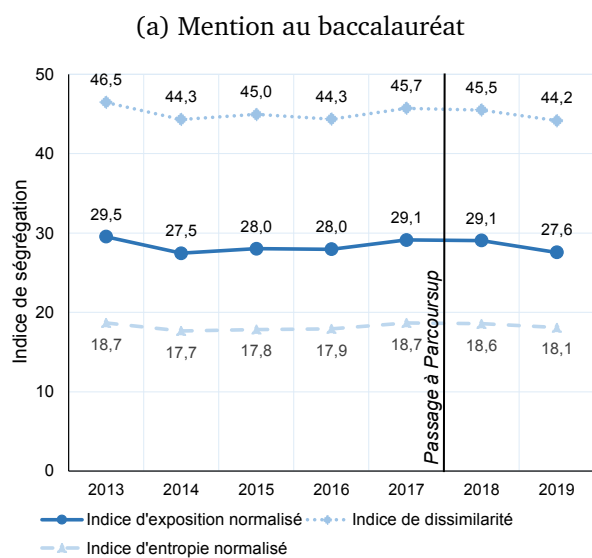
Les analyses complémentaires présentées dans cette annexe confirment la robustesse des conclusions de l'étude quant au faible impact global de Parcoursup sur la ségrégation des formations d'enseignement supérieur en fonction du niveau scolaire, de l'origine sociale et du genre des admis. Elles apportent toutefois un certain nombre de nuances lorsqu'on s'intéresse à des sous-groupes sociaux ou scolaires plus spécifiques que ceux qui résultent des découpages proposés dans l'étude.

---

20. La décomposition additive de l'indice d'entropie normalisé n'est pas aussi simple à appliquer que pour l'indice d'exposition normalisé. Il faut pour cela re-pondérer les indices calculés selon les différents découpages successifs des unités. Un tel exercice est par exemple proposé dans Givord et al. (2016b).



FIGURE C.3 – Niveaux de ségrégation mesurés à l'aide d'indices alternatifs



Champ : néo-bacheliers admis dans une formation d'enseignement supérieur (hors apprentissage) à l'issue des procédures APB 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019.

Sources : Mesri-Sies, données Admission Post-Bac 2013 à 2017 et Parcoursup 2018 et 2019. Calculs des auteurs.

## Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la régression de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9101	Équipe AMADEUS Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9102	J.L. BRILLET Propriétés variantes	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNER Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France - problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NON PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9403	Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activités de la DESE de l'année 1995
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIIEKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9112	B. CREPON et G. DUPEAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique			G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation		

G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys	G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9806	J. ACCARDO - M. JIASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain: un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » DESTINIE Le modèle de microsimulation dynamique
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflexions relatives et menus costs: tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NARU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996: une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite: les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine: un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée: une approche macroéconomique	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A. Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France: réfute-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle: éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Créativité, indépendance et politique monétaire	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires: un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France: une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement: le poids du cycle
G 9707	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique: une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADÉL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9808	J.P. ZOYEM Bilan des activités de la DESE - 1998	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel: une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9909	Ch. COLIN - Fi. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 9910	Ch. COLIN - Fi. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire

G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » DESTINIE Le modèle de microsimulation dynamique
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996: une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement: le poids du cycle	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel: une prise en compte des conjonctures passées	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire		

G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CREPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CREPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVEVEOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French

G2001/15	microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat: une analyse des résultats
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Rétropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2002/07	J. BARDAJIL - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Famille 1999
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France

G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach
G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.-O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie

G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJIL - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique

G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique	G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'écomètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability, some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJ - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allégements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGERE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles	G2010/02	de la croissance trimestrielle du PIB en France V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Mésification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
		G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data		
		G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail				

G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset	G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/05	V.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/06	P. CHARNOT - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELETT Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELETT - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA décourageant-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSI French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEATU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGINIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01	M. BACHELETT - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03	N. CECRENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Evolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence form French Firms	G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECRENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
		G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
						G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation

G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	consumption in employment: an Input-Output decomposition	G2018/05	C.-M. CHEVALIER Sectoral growth
G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession	M. POULHÉS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2015/13	M. POULHÉS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	D. FOUGERE - E. GAUTIER - S. ROUX Level Agreements: Evidence from France	G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area
G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOULAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socio-professionnelles	G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socio-professionnelles	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Desimie	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Desimie	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Desimie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETREMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	J. BARDAJ - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets	G2015/16	J. BARDAJ - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets	J. BARDAJ - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets	M. BOUVERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor)	G2018/10	C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TEPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Replication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	M. POULHÉS Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	G2015/19	M. POULHÉS Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET - V. LIN L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinée 2
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the limiting of inheritance receipt, and retirement	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the limiting of inheritance receipt, and retirement	P. CHARNNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	G2019/01	M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation
G2015/04	S. T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	P. CHARNNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	G2016/02	P. CHARNNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle	G2019/02	A. BOURGEOIS - A. BRIAND Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects	G2019/03	A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior	G2019/04	L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mélize model	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mélize model	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?	G2019/05	A. CAZENAVE-LACROUITZ - E. YILMAZ Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ?
G2015/08	Q. LAFFÈTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level	G2019/06	J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOUE, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?	G2016/07	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles	G2019/07	P. CHONÉ - L. WILNER Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOULTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?	G2016/08	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOULTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start		
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France	G2016/09	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final		
G2016/01	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	G2016/10	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final			
G2016/02	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final			

G2017/01	D. FOUGERE - E. GAUTIER - S. ROUX Level Agreements: Evidence from France	consumption in employment: an Input-Output decomposition	G2018/05	C.-M. CHEVALIER Sectoral growth
G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area
G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Desimie	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Desimie	G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011
G2017/04	J. BARDAJ - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)	J. BARDAJ - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2017/05	Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/10	C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TEPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2017/07	P. CHARNNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	P. CHARNNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Replication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle	G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET - V. LIN L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinée 2
G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects	G2019/01	M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation
G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior	G2019/02	A. BOURGEOIS - A. BRIAND Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux
G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?	G2019/03	A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels
G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level	G2019/04	L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles	G2019/05	A. CAZENAVE-LACROUITZ - E. YILMAZ Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ?
G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start	G2019/06	J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!
G2018/05	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final	G2019/07	P. CHONÉ - L. WILNER Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry

G2019/08	P. PORA – L. WILNER Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution	G2020/09	J.-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique
G2019/09	E. GAUTIER – S. ROUX – M. SUAREZ CASTILLO Do Minimum Wages make Wages more Rigid? Evidence from French Micro Data	G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the introduction of a Tax Notch
G2019/10	M. ANDRÉ – A. SIREYJOL Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu	G2020/11	P. AGHION - A. BERGEAUD M. LEQUIEN - M. J. MELTZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports
G2019/11	K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTELOU Les zones d'intervention prioritaire relèvent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS Une année de crise COVID : impact sur la dynamique de l'activité des entreprises en France. Une évaluation sur données individuelles
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles
G2020/03	J.-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency		
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions		
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?		
		2021/03	Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?